أثر طرق معالجة القيم المفقودة وتقدير القدرة للأفراد على دقة معادلة الاختبارات في نظرية الاستجابة للمفردة

إعداد

د/ أحمد سالم سعيد القرني

دكتوراه القياس والتقويم– جامعة الملك سعود

أثر طرق معالجة القيم المفقودة وتقدير القدرة للأفراد على دقة معادلة الاختبارات في نظرية الاستجابة للمفردة

د/ أحمد سالم سعيد القرني *

الملخص:

هدفت الدِّراسة إلى تعرف أثر طرق معالجة القيم المفقودة وتقدير القدرة للأفراد على دقة معادلة الاختبارات في ض بحجم (٢٠٨) طلاب، وتمَّ اختيار عدد (١٠) مفردات من كل صورة بواقع (٢٠) مفردة تمثل الجذع المشترك، ومن ثمَّ طبقت الأدوات على العينة، وتمَّ الحصول على بيانات كانت نسبة القيم المفقودة (٥.٥%) للمرحلة الابتدائية و(٥.٦%) للمرحلة المتوسطة، وتمَّت معالجة البيانات للقيم المفقودة من خلال ثلاث طرق للمعالجة، وهي: خوارزمية تعظيم التوقعات (EM)، وحساب قيم تعويضية متعددة (MI)، وحساب التّعويض بطريقة دالة الاستجابة للمفردة (IRFI)، كما تمَّ التَّقدير للقدرة من خلال أربع طرق للتقدير، وهي: طريقة الأرجحية العظمى (MLE)، والتوقع البعدي (EAP)، والأرجحية العظمى الموزونة (WML)، والطّريقة البايزية (BME)، وتم استخدام برنامج Xcalibre في التَّقدير، وكذلك للتحقق من مطابقة البيانات للنموذج، وللكشف عن دقة المعادلة العمودية في نظرية الاستجابة للمفردة باختلاف طرق المعالجة للقيم المفقودة وطرق التَّقدير تمَّ استخدام محك الخطأ المعياري للمعادلة، وقد أظهرت النتائج أنَّ أفضل طريقة تعويض للقيم المفقودة كانت طريقة التّعويض بدالة الاستجابة للمفردة (IRFI)، وذلك عندما نستخدم الطّريقة الافتراضية للتقدير في البرنامج، وهي طريقة (EAP)، بينما قدمت طريقة التَّقدير بالأرجحية العظمى الموزونة (WML) أفضل النتائج وأقل خطأ معياري في ظل وجود قيم مفقودة، ومن خلال برنامج Xcalibre، أما أفضل طرق التّعويض عن القيم المفقودة مع أفضل طريقة للتقدير، فقد كانت لطريقة التّعويض بدالة الاستجابة للمفردة (IRFI) مع طريقة التَّقدير بالأرجحية العظمى (MLE)، حيث أعطت أقل خطأ معياري مقارنة بباقي الطّرق الأخرى.

* **د/ أحمد سالم سعيد القرني:** دكتوراه القياس والتقويم– جامعة الملك سعود.

The Effect of Missing Values Handling Methods and Estimation of Individuals Ability on the Accuracy of Equating Test in Item Response Theory

Abstract

The current study aimed to identify The Effect of Missing Values Handling Methods and Estimation of Individuals Ability on the Accuracy of Equating Test in Item Response Theory. The study sample consisted of students with higher grades from both primary and intermediate schools in Jeddah. To this end, the Otis Lennon Qualification Test in its two forms (second primary and intermediate) was used. Each form composed of (80) items that was administered to a pilot study consisting of (208) students, and (10) items were selected from each form from a total of (20) items that represent the common items. Then the tools were applied to the sample and data were obtained in which the percentages of missing values were (5.5%) for the primary stage and (5.6) for the intermediate school. and the data were processed for the missing values through three methods: Expectations Maximization algorithm (EM), Multiple Imputation (MI) and Item response theory function (IRFI). The estimation of the ability was based on four methods of estimation as follow: Maximum Likelihood Estimation (MLE) method, Expected A Posterior (EAP), Bayesian Method Estimation (BME) and weighted maximum likelihood (WML). Xcalibre was used to estimate and verify data conformity to the model.To reveal the accuracy of the vertical equation in item response theory with different treatment methods for missing values and estimation methods, the standard error criterion was used. The results showed that the best way to compensate for the missing values was the compensation method with the item response function (IRFI) when we used the default method for estimating in the program, which is the (EAP) method, while the weighted maximum likelihood estimation method (WML) provided the best results and the least standard error in the presence of missing values and through the Xcalibre program. As for the best method for compensating for missing values with the best estimation method, it was for the item response function compensation method (IRFI) with the high likelihood estimation method (MLE) as it gave the lowest standard error compared to the rest.

مقدمة:

فقد شهد القرن العشرون طفرةً كبيرةً في تطوير الاختبارات النّفسية وبنائها بمختلف أنواعها، ونتيجة لهذه الطفرة ظهرت آلاف الاختبارات في مجالات متعددة (الطريري، ٢٠١٤)، كما شهدت أعوام التسعينيات الميلادية استمرارية وتوسعًا واهتمامًا متزايدًا بالقياس النّفسي الذي كان جليًا في أعوام الثمانينيات. ويتضح هذا النمو في تطوير اختبارات جديدة بعضها يمثل مداخل تتميز بالحداثة (انستازي ويورينا، ٢٠١٥).

وكان من المهم عند بناء هذه الاختبارات أن تكون عادلة وتساعد في اتخاذ القرارات التي بُني من أجلها الاختبار، وعليه فقد ظهرت بعض المشكلات في إعداد تلك الاختبارات، من بينها: ما يحصل عندما يتعرض مفحوص للاختبار مرتين وبشكلٍ متتالٍ، فقد يحدث أن يحصل المفحوص على درجة أعلى في الاختبار الثاني. إنَّ إحدى التَّفسيرات لهذا التحسن هو أنَّ هذه الدرجة تعكس مستوى إنجاز المفحوص، ولكن هناك تفسيرٌ آخر واحتمالٌ قد يرِد في أنَّه قد تمَّ تضخيم درجة الطَّالب فقط؛ لأنَّ الطَّالب تعرض لمفردات الاختبار مرتين، وبالتالي، كان مقدار التحسن هو نتيجة عوامل أخرى لا تعود إلى مستوى القدرة الحقيقية للمختبر (Kolen& Brennan, 2014).

ولذلك ظهرت الحاجة لبناء صور عدة من الاختبار، بحيث تُعالج تلك المشكلة، ولكن سرعان ما برزت مشكلة أخرى، وهي: استخدام صور اختبار متعددة، وفي أزمنة مختلفة، ولتجنب هذه المشكلة ظهرت الحاجة إلى معادلة الاختبارات، فإذا تمَّت معادلة صور الاختبار بنجاح، فإنَّ الفرق في الدّرجات المتعادلة لكل من الطَّالب الأول والطَّالب الثاني لا يمكن أن يُعزى إلى أنَّ إحدى صور الاختبار كانت أسهل من الصّورة الأخرى (Angof & Cowell, 1986).

ونظرًا لأهمية معادلة صور الاختبار وتحقيقًا للعدالة بين المفحوصين الذين تعرضوا لصور مختلفة من الاختبار، فقد ظهرت صيغ عدة للمعادلة، منها ما هو مُرتبط بنظرية القياس التقليدية التي تعدُّ من الطّرق غير المرغوب فيها؛ وذلك بسبب إخفاقها في تحقيق شروط المعادلة، كـ: العدل، والمساواة، والتماثل، واللاتغاير (Hambleton & Swaminthan,1985). ولذلك، فإنَّ المعادلة وفق نظرية الاستجابة للمفردة تحل كثيرًا من المشكلات التي عجزت عنها نظرية القياس التقليدية بشرط مطابقة البيانات للنموذج (Kolen,1981).

مشكلة الدِّراسة:

يعدُّ التَّعامل مع القيم المفقودة من أبرز المشكلات التي تواجه الباحثين، فتجاهل هذه القيم أو عدم الاهتمام بالطّرق المُثلى في التَّعامل مع هذه القيم قد يؤدي إلى نتائج مضللة ومن شأنها أن تؤثر في تقدير معالم القدرة للأفراد أو المفردات بشكلٍ خاطئ، وهذا بدوره قد يؤدي إلى معادلة خطأ لصور الاختبار، وذلك أنَّه قد ينتج لدينا مجموعة من البيانات بحجم أقل من المخطط له، وهذا بدوره يؤدي إلى زيادة التباينات والتَّقديرات المتحيزة (Little & Rubin, 2019).

ووفق نظرية الاستجابة للمفردة، فإنَّ الهدف الأول لتطبيق الاختبار هو تحديد مكان الفرد على مقياس القدرة (بيكر،٢٠١٠)، وتعد هذه الخطوة من الخطوات الأساسية على الرغم من تباين وجهات النظر حول الطّرق المثلى في تقدير قدرات الأفراد (الرحيل والدرابسة، ٢٠١٤).

وتسعى الدراسة الحالية إلى الكشف عن أفضل هذه الطّرق على دقة معادلة الاختبارات، وسيتم التركيز على ثلاث طرق للتعويض عن القيم المفقودة، تعد من الطّرق المتقدمة.

وتتلخص مشكلة الدِّراسة في الإجابة عن السّؤال الرّئيس التالي:

ما أثر كل من طرق معالجة القيم المفقودة وطرق تقدير القدرة والتفاعل بينهما في دقة معادلة الاختبارات وفق نظرية الاستجابة للمفردة؟

وتتفرع من السّؤال الرّئيس الأسئلة الفرعية التالية:

١- ما أثر طرق معالجة القيم المفقودة على الأخطاء المعيارية في معادلة الاختبار وفق نظرية الاستجابة للمفردة؟
٢- ما أثر طرق تقدير القدرة على الأخطاء المعيارية في معادلة الاختبار وفق نظرية الاستجابة للمفردة؟
٣- ما أثر تفاعل كل من طرق معالجة القيم المفقودة وتقدير القدرة على الأخطاء المعيارية في معادلة الاختبار وفق نظرية الاستجابة للمفردة؟.

أهداف الدِّراسة:

تهدف الدِّراسة الحالية إلى تعرف:

١- أثر طرق معالجة القيم المفقودة على الأخطاء المعيارية في معادلة الاختبار وفق نظرية الاستجابة للمفردة.
٢- أثر طرق تقدير القدرة على الأخطاء المعيارية في معادلة الاختبار وفق نظرية الاستجابة للمفردة.

٣- أثر تفاعل كل من طرق معالجة القيم المفقودة وتقدير القدرة على الأخطاء المعيارية في معادلة الاختبار وفق نظرية الاستجابة للمفردة.

أهمية الدِّراسة:

- **الأهمية النظرية:** تكمن أهمية الدِّراسة الحالية في أهمية الموضوع الذي تتناوله، فمعادلة الاختبارات وفق نظرية الاستجابة للمفردة تعد من الموضوعات الحديثة في القياس التي لم تأخذ حقها من البحث والدِّراسة خاصة على مستوى الوطن العربي، وستعمد الدِّراسة الحالية إلى دعم القاعدة النظرية للبحوث والدّراسات المتعلقة بتفسير نتائج معادلة الاختبارات وفق نظرية الاستجابة للمفردة في ضوء طرق معالجة القيم المفقودة مع طرق تقدير القدرة في نظرية الاستجابة للمفردة.
- **الأهمية التطبيقية:** تكمن الأهمية العملية لهذه الدِّراسة في إمكانية الاستفادة من نتائج الدِّراسة الحالية وتوصياتها، وذلك في الكشف عن أفضل الطّرق التي يمكن أن يستخدمها الباحث في التَّقدير عندما يواجه مشكلة فقد البيانات، ومن ثم استخدامها في معادلة الاختبارات وفق نظرية الاستجابة للمفردة.

حدود الدِّراسة:

- **الحدود الموضوعية:** تتحدد الدِّراسة الحالية بموضوعها: "**أثر طرق معالجة القيم المفقودة وتقدير القدرة للأفراد على دقة معادلة الاختبارات في نظرية الاستجابة للمفردة**". وذلك باستخدام: المعادلة العمودية، ونموذج تصميم المفردات المشتركة لمجموعات غير المتكافئة وفق النَّموذج ثنائي المعلمة، وذلك بالاعتماد على محك الخطأ المعياري في صورتي اختبار أوتيس لينون الصّورة الابتدائي المستوى الثاني والصّورة المتوسطة.
- **الحدود المكانية:** المدارس الحكومية بنين التابعة لإدارة تعليم جدة.
- **الحدود الزمانية:** أُجريت الدِّراسة في الفصل الأول من العام الدراسي١٤٤١ / ١٤٤٢هـ.
- **الحدود البشرية:** طلاب الصّفوف العليا من المرحلة الابتدائية: (الرابع، والخامس، والسادس) وطلاب المرحلة المتوسطة: (الأول، والثاني، والثالث) من المدارس الحكومية بنين في مدينة جدة.

مصطلحات الدِّراسة:

١-**القيم المفقودة** Missing values: تلك القيم التي لم تتم الاستجابة عليها، وقد تكون ذات تأثير في التَّحليل في حال تمَّت الاستجابة عليها (Little & Rubin, 2019).

التعريف الإجرائي: عدم وجود استجابات للمختبرين على بعض مفردات اختبار أوتيس – لينون للقدرات العقلية (الابتدائي المستوى الثاني والمتوسط) عند عملية التَّحليل.

٢-**تقدير القدرة** Ability Estimate: عملية تكرارية تستخدم لحساب احتمالية الاستجابة الصحيحة للفرد على مفردات الاختبار للحصول على تقدير أولي لقدرة المفحوص، ومن ثم يتم التعديل على هذا التَّقدير بحيث يصبح التغيير في موقع المفحوص أقل ما يمكن (بيكر، ٢٠١٠).

التعريف الإجرائي: العملية التي تتم فيها معايرة موقع المفحوص على متصل القدرة من خلال: طرق التَّقدير بالأرجحية العظمى (MLE)، وطريقة التوقع البعدي (EAP)، وطريقة الأرجحية العظمى الموزونة (WML)، والطّريقة البايزية (BME).

٣-**معادلة الاختبارات** Equating Test: مجموعة من الأساليب المستخدمة لتعديل تقديرات مواقع الأفراد على مقاييس مختلفة، وذلك لوضع هذه التَّقديرات على تدريج واحد (أيالا، ٢٠١٧).

التعريف الإجرائي: تعديل تقدير مواقع الأفراد على صورتي اختبار أوتيس – لينون الصّورة الابتدائي المستوى الثاني بصورة المتوسط لجعل هذه التَّقديرات على مقياسٍ واحد.

٤-**دقة المعادلة** Equation accuracy:

التعريف الإجرائي: الأسلوب الذي سيتم من خلاله الحكم على فاعلية القدرات المعادلة على صورتي اختبار أوتيس لينون الابتدائي المستوى الثاني والمتوسط.

الإطار النظري:

أولًا- نظرية الاستجابة للمفردة Item Response Theory:

١-مفهوم نظرية الاستجابة للمفردة:

تعد نظرية الاستجابة للمفردة نظرية اختبار احتمالية قائمة على النَّماذج، تتبع من نمط ردود الممتحنين على مجموعة من مفردات الاختبار (Price،2016). وهذا يحدد العلاقة بين الدرجة المشاهدة التي يحصل عليها الفرد عند إجابته على المفردة والسمة الكامنة التي يمتلكها، والتي بناءً عليها يختار الفرد إجابته (Hambleton& Swaminthan,1985)، وعلى الرغم من أنَّ هذه العلاقة لا تفسر لماذا يعطي شخص ما استجابة محددة لمفردة اختبارية، أو كيف يقرر الفرد بماذا يجيب (falmagne,1989) إلَّا أنَّه يمكن ربط هذه العلاقة بين السمة الكامنة التي يمتلكها الفرد واستجابته على مفردات الاختبار من خلال منحنى خصائص المفردة الذي يعد اللبنة الأساسية في نظرية الاستجابة للمفردة، حيث تعتمد عليه بقية مكونات النظرية (بيكر، ٢٠١٠).

٢–افتراضات نظرية الاستجابة للمفردة:

أ–**أحادية البعد** Unidimensional:

يُقصد بأحادية البعد أن يقيس الاختبار سمة واحدة تفسر أداء المفحوصين على ذلك الاختبار، ويعد شرط أحادية البعد من الاشتراطات الضرورية التي يجب التّحقق منها قبل استخدام التَّحليل وفق نظرية الاستجابة للمفردة، ومع ذلك، فمن الصعب إيجاد عامل واحد نقي وحاسم تتشبع به مفردات الاختبارات التحصيلية، حيث إنَّ هناك العديد من العوامل التي تحول دون تحقق هذا الشرط، كـ: العوامل المعرفية، والأخرى المتعلقة بشخصية المفحوص، مثل: قلق الاختبار، والدافعية، وسرعة الأداء، وعوامل ظروف التطبيق للاختبار، وغيرها من العوامل التي تلعب دورًا كبيرًا في استجابة الفرد على كل مفردة (Hambleton&Swaminthan,1985).

ب–الاستقلال الموضعي Independence Local:

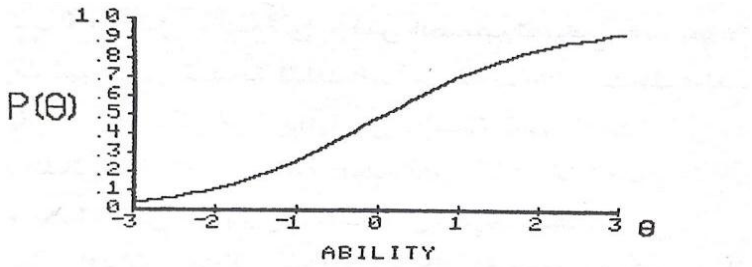
يعدُّ الاستقلال الموضعي من الافتراضات الأساسية سواء أكان في نظرية القياس الكلاسيكية التي تفترض أنَّ أخطاء القياس مستقلة إحصائيًا عن بين المفردات المكونة للاختبار (Yen & Allen,1979) أم في نظرية الاستجابة للمفردة، فيقصد بالاستقلال الموضعي الاستقلال الإحصائي لأداء المفحوصين على مفردات الاختبار، أي: إنَّ أداء المفحوص على مفردة لا يتأثر بأدائه على مفردة أخرى.. (Lawson & brailovsky,2006)

وعندما يتحقق افتراض الاستقلال الموضعي، فإنَّ هذا يعني أنَّ احتمال استجابة فردٍ ما على مفردة محددة يساوي حاصل ضرب احتمالية استجابة ذلك الفرد استجابة صحيحة على تلك المفردة عند مستوى قدرة محدد مع احتمالية استجابة الفرد ذاته على المفردة ذاتها استجابة خطأ (Rogers, 1991).

ج–فتراض منحنى خصائص المفردة ICC – Curve Characteristic Item:

يعبر عن انحدار درجة المفردة على القدرة، ويمثل دالة رياضية تربط بين احتمال الإجابة الصحيحة عن المفردة $P(\theta)$ وقدرة المفحوص (θ) التي يتم قياسها بمجموعة من المفردات في الاختبار الذي تمَّ بناؤه لتلك الغاية، على سبيل المثال: إذا كانت المفردات نموذجية، فإنَّ احتمال استجابة الفرد – ذي القدرة المنخفضة على تلك المفردة – صغير جدًا وكبير للمفحوصين مرتفعي القدرة، وبالتالي، إذا تمَّ تمثيل تلك القدرة كدالة ورسمها بيانيًا، فالنتيجة ستظهر لنا في شكل منحنى على شكل حرف (S) كما في الشَّكل (٤):

(Hambleton&Swaminthan,1985; بيكر، ٢٠١٠).



الشكل (١) منحنى خصائص المفردة

د-افتراض التحرر من السرعة Speediness: من الافتراضات الضمنية لجميع نماذج الاستجابة للمفردة المستخدمة بشكل شائع أنَّ الاختبارات التي تناسب النَّماذج لا تُدار في ظل ظروف سريعة، أي: إن المفحوصين الذين يفشلون في الإجابة عن مفردات الاختبار يفشلون بسبب محدودية قدرتهم وليس بسبب أنهم فشلوا في الوصول إلى مفردات الاختبار.
(Hambleton&Swaminthan,1985).

ثانيًا- معادلة الاختبارات Test Equation:

يرى كولن وبرينان (Kolen & Brennan,2014) بأن معادلة الاختبارات هي: إجراء لإزالة الآثار التي يتركها الفرق بين متوسط مستويات الصعوبة لمفردات الاختبار، وكذلك الفروق في متوسط مستويات التمييز لمفردات الاختبار على درجات الاختبار، وذلك بين صورتين من الاختبار ذاته لجعلهما متكافئتين، كما يعرف كروكر والجاينا (٢٠١٧) معادلة الاختبارات بأنها: يمكن عد درجتين:
إحداهما: على الأداة x، والأخرى: على الأداة y متكافئتان إذا كان كل من الأداتين (X و Y) تقيسان السمة ذاتها، وثباتهما متساوٍ، والرتب المئينية المناظرة للدرجات متساوية.

١-أنواع المعادلة لدرجات الاختبارات:

يمكن تصنف المعادلة إلى نوعين:

أ- **المعادلة الأفقية** Horizontal Equating: وهي معادلة صور الاختبارات المصممة لقياس السمة ذاتها على المستوى ذاته من القدرة وللمجتمع ذاته (Slind & Linn,1977).

ب- **المعادلة العمودية** Vertical Equating: وهي عبارة عن تحويل علامات على صور للاختبار، صُممت لمجتمعات عند مستويات قدرة مختلفة (Slind & Linn,1977) .

٢ –شروط معادلة الاختبارات:

ذكر هامبلتون وسوامنيثان (Hambleton & Swaminthan,1985) عددًا من الشروط لمعادلة الاختبارات يجب التّحقق منها قبل البدء في عملية المعادلة: قياس السمة (القدرة) ذاتها– اللاتغاير في مجتمع الدِّراسة (Population Invariance)- التماثل (Symmetry)– الثبات– العدالة (Equity).

ثالثًا– القيم المفقودة Missing Values:

توجه المهتمون بقضايا القياس النّفسي والتربوي إلى استقصاء عددٍ من الطّرق؛ لمساعدة الباحثين في معالجة مشكلة البيانات المفقودة، وبما يكفل الوصول إلى نتائج موثوقة تؤدي إلى اتخاذ قرارات صائبة في مختلف المجالات (عواد والمومني، ٢٠١٨)

رابعاً– أسباب فقد البيانات:

بالنظر إلى البيانات التي يتم جمعها من استجابات المفحوصين نجد أن هذه البيانات تتأثر بشكل كبير بعدم استجابة عدد منهم لعدد من مفردات أداة القياس بصرف النظر عن سبب عدم الاستجابة؛ وهذا يؤدي إلى وجود بيانات مفقودة، وبالتالي، الحصول على بيانات ناقصة تؤثر في فاعلية التَّفسيرات (Little & Rubin,2019).

وقد تحدث البيانات المفقودة لأسباب عديدة ومختلفة، من ذلك ما أشار إليه مسلفي وويو (Mislevy & Wu, 1988) بأن استجابات المفحوصين في أي اختبار قد تكون مفقودة إما بسبب التصميم للاختبار وإما باختيار المفحوص نفسه.

وقد تتسبب الأعطال الميكانيكية في بيانات غير مسجلة في العمليات أو الإجراءات التجريبية، أو قد يكون البحث حول مشكلة حساسة، وقد يستخدم المشاركون حقهم في عدم الرد على هذه الأنواع من الأسئلة (Field, 2005).

وقد ذكر عواد والمومني (٢٠١٨) عددًا من الأسباب التي تجعل بعض المفحوصين لا يستجيبون على بعض مفردات الاختبار، ومنها: تأخذ جهدًا أكثر من اللازم للإجابة عليها– قد لا يعرفون الإجابة لسببٍ ما– تخطيهم الإجابات بغير قصد (سقوطها سهوًا)– قد لا يكفي الوقت للإجابة، فيتركونها فارغة– بعض المفحوصين يرفضون التخمين للمفردات التي لا يستطيعون الإجابة عليها.

خامساً– أنماط وآلية فقد البيانات:

من المهم عند الحديث عن البيانات المفقودة أن نفرق بين: أنماط فقد البيانات، وآلية فقد البيانات، فهما مصطلحان بينهما اختلاف كبير، على الرغم من أن بعض الباحثين يستخدمانهما بشكل متبادل في بعض الأحيان، فمصطلح أنماط البيانات المفقودة يشير إلى شكل القيم

المفقودة الملاحظة داخل فئة البيانات، فهي فقط تشرح وبكل بساطة موقع الفجوات في البيانات، ولا تشرح أسباب فقدها، بينما يوضح مصطلح آلية فقد البيانات العلاقة الممكنة بين المتغيرات المقاسة واحتمالية فقد البيانات على الرغم من أنها لا تقدم تفسيرًا لسبب فقد البيانات، إلَّا أنَّها تمثل العلاقة الرياضية بشكلٍ عام بين البيانات والفقد (Enders, 2011).

سادساً– أنماط البيانات المفقودة:

ميز ليتل وروبن (Little & Rubin,2019) بين ثلاث أنواع من أنماط البيانات المفقودة، وهي:

١– **النَّمط الاعتباطي** arbitrary pattern:

في هذا النَّمط تكون القيم المفقودة منتشرة بدون شكل محدد، إذ يمكن أن تكون هناك استجابات مفقودة لأي مفحوص وعلى أي متغير، ويوضح الجدول (١) الصّورة لفقد البيانات وفق هذا النَّمط.

جدول (١) النَّمط الاعتباطي

V6	V5	V4	V3	V2	V1	
0.16	0.12	0.27	0.24	0.21	?	1
?	0.11	0.12	0.15	0.17	0.12	2
0.19	0.19	?	0.14	?	0.06	3
?	0.16	0.17	0.24	0.24	0.015	4

٢–**النَّمط وحيد المتغير** Univariate pattern:

يمثل هذا النَّمط أبسط حالة من حالات البيانات المفقودة، وفي هذا النَّمط يكون فقد البيانات في متغير واحد فقط، بمعنى أن المستجيبين لم يستجيبوا على هذا المتغير، بينما كانت استجاباتهم على باقي المتغيرات كاملة، ويوضح الجدول (٢) الصّورة لفقد البيانات وفق هذا النَّمط.

جدول (٢) النَّمط وحيد المتغير

V6	V5	V4	V3	V2	V1	
0.16	0.12	0.27	0.24	0.21	0.18	1
?	0.11	0.12	0.15	0.17	0.12	2
?	0.19	0.27	0.14	0.15	0.06	3
?	0.16	0.17	0.24	0.24	0.015	4

٣– **لنَّمط الوتيرى** Monotone Pattern:

يظهر هذا النَّمط جليًا في البحوث المسحية الطويلة، حيث يُلاحَظ انسحاب بعض المستجيبين بعد مدة من البحث، وخاصة في تلك المسوح التي يتطلب إجراؤها مراحل عدة، فتظهر القيم المفقودة على شكل مدرج، بحيث إنَّ القيم المفقودة تزداد مع ازدياد المرحلة، كما أن هذا الفقد

يحدث عندما تكون مفردات الاختبار متدرجة في الصعوبة، فنجد أن الفقد يتزايد مع زيادة صعوبة المفردات، ويوضح الجدول (٣) الصّورة لفقد البيانات وفق هذا النَّمط.

جدول (3) النَّمط الوتيري

V6	V5	V4	V3	V2	V1	
?	0.12	0.27	0.24	0.21	0.18	1
?	?	0.12	0.15	0.17	0.12	2
?	?	?	0.14	0.15	0.06	3
?	?	?	?	0.24	0.015	4

سابعاً– آلية فقد البيانات:

قام Rubin (1976) بوضع الإطار النظري لمشاكل البيانات المفقودة الذي بقي استخدامه واسع الانتشار حتى يومنا هذا، وقام بتقسيم آلية فقد البيانات إلى ثلاثة أقسام، وهي:

١– **الفقد العشوائي بالكامل** (MCAR): وتعني أن الفقد مستقل عن كل البيانات الملاحظة وغير الملاحظة، أي: إن المفردة مفقودة بسبب العشوائية المحضة فقط، لا لأي سبب آخر، أي: إن آلية الفقد لا ترتبط بمتغيرات الدِّراسة ولا بالبيانات المفقودة ذاتها أو ظروف الدِّراسة، وإنما بسبب المصادفة فقط.

٢–**الفقد عشوائياً** (MAR): تتأثر البيانات المفقودة في هذه الآلية بشكل مباشر بخصائص الأفراد، أي: بمعنى أنَّ الفقد مرتبط بطريقة مباشرة أو غير مباشرة بمتغيرات خارجية، فإذا كانت بيانات المفردة مفقودة وهذه المفردة تقيس السمة الكامنة على مستوى المقياس ككل كبقية المفردات، فالسبب في الفقد يعزى إلى بعض المتغيرات الخارجية.

٣– **الفقد غير العشوائي** (MNAR): وهذا يعني أنَّ الفقد يعتمد فقط على القيم المفقودة، أي: إن البيانات المفقودة مرتبطة بالمتغير نفسه، فلها علاقة إما بمعالم المفردة (صعوبة، تمييز، تخمين) أو بقدرة الأفراد.

طرق التَّعامل مع القيم المفقودة:

توجد العديد من الطّرق لمعالجة البيانات المفقودة التي تتم قبل عملية التَّحليل، وهناك نوعان من طرق التَّعامل هما ما يعتمد على الحذف، ومنها ما يعتمد على احتساب قيم بديلة، وسنذكر بعض هذه الطّرق.

١–**طرق قائمة على عملية الحذف:** وهي من أقدم الطّرق المستخدمة في التَّعامل مع القيم المفقودة، وتتمتع بشهرة كبيرة في أوساط الباحثين، حيث تتصف البيانات وفق هذه الطّريقة بالكمال، فلا توجد بيانات مفقودة، ولكن غالبًا ما تؤدي هذه الطّريقة إلى نتائج متحيزة وغير موثوقة (Little & Rubin, 2019)، ويندرج ضمن هذه الطّريقة ما يلي:

أ- **حذف الحالة** (Case Deletion): وتتلخص هذه العملية في التخلص من المفحوصين الذين لديهم بيانات مفقودة قبل عملية التَّحليل، وتنقسم هذه الطّريقة بدورها إلى أسلوبين، وهما: حذف الحالة بالكامل التي تقوم بحذف جميع المستجيبين الذين لديهم استجابات مفقودة، وبالتالي، الإبقاء على الحالات الكاملة، أما الحالة الثانية، فهي حذف الحالة المتوافرة، وتقوم بالتخلص من الاستجابات المفقودة التي تشترك فيها أغلب المتغيرات؛ وبالتالي، استخدام أكبر عدد من أزواج المتغيرات مع أكبر كمية من البيانات المتوافرة، وهذان الخياران موجودان من ضمن خيارات أخرى في برنامج الحزم الإحصائية للعلوم الاجتماعية (SPSS)(witta & Kaiser,2000).

ب-**طريقة القيم غير الموجودة:** وفي هذه الطّريقة يتسبب وقت الاختبار القصير في وجود بيانات مفقودة نتيجة عدم كفاية الوقت للمستجيب بالوصول إلى تلك المفردات والإجابة عليها؛ وبالتالي، يتم إهمال تلك المفردات وعدم إدخالها من ضمن التَّحليل لتقدير والمعالم والقدرات (Pigott,2001).

ج- **إعادة التوازن:** تستخدم هذه الطّريقة بهدف تقليل التحيز، وذلك بحذف البيانات التي تتضمن قيمًا مفقودة والتخلص منها، ومن ثم القيام بإعطاء أوزان للبيانات المستجابة الصحيحة والخطأ مع الأخذ في الحسبان القيم المفقودة، ويتم إيجاد قيم لهذه الأوزان من خلال النَّماذج الرياضية، أو من خلال الاحتمالات (عواد والمومني، ٢٠١٨).

د- **احتساب القيم المفقودة بقيمة الخطأ:** وتتعامل هذه الطّريقة مع القيم المفقودة بِعَدِّها قيمًا خطأ وتأخذ القيمة (صفر)، ويشير أيالا وبلاك وامبارا (Ayala at el ,2001) إلى أنَّ هذه الطّريقة تعطي نتائج غير دقيقة، كما أنها توفر تقديرات متحيزة لقدرات الأفراد.

٢- **طرق قائمة على احتساب قيم بديلة:** تكمن أهمية هذه الطّريقة في استبدال القيم المفقودة بقيم معقولة من خلال البيانات الجزئية بدلاً من حذف البيانات، وهذا بدوره يساعد في استكمال عملية التَّحليل للبيانات، ففكرة التّعويض قائمة على أساس عدم إهدار البيانات والاحتفاظ بكامل العينة وعدم خسارة أي معلومات ناجمة عن النقصان في حجم العينة، وبالتالي، المحافظة على دقة النتائج، فالتّعويض ينتج لنا مجموعة بيانات كاملة يمكن تحليلها بالطّرق والبرامج الحاسوبية.(Schafer & Graham, 2002).

ويمكن تصنيف طرق التّعويض إلى مجموعتين:

أ- **الطّرق التقليدية** (Traditional methods). وهي طرق يتم فيها استخدام أساليب إحصائية تمكن من التّعويض عن تلك القيم المفقودة، وهذه الطّرق موجودة في برنامج الحزم

الإحصائية للعلوم الاجتماعية SPSS، ويمكن تلخيص هذه الطّرق بإيجاز على النحو التالي (Mertler & Reinhart,2005):

التّعويض بالمتوسط – متوسط النقاط المجاورة للقيم المفقودة – وسيط النقاط المجاورة للقيمة المفقودة – التقريب الخطي – الاتجاه الخطي للنقطة– التّعويض من خلال تحليل الانحدار

ب–الطّرق المتقدمة (Advanced methods):

وتعد هذه الطّرق من الطّرق المتقدمة في علمية التّعويض عن القيم المفقودة، ومن بين هذه الطّرق: خوارزمية تعظيم التوقعات– حساب قيم تعويضية متعددة– حساب قيمة تعويضية بطريقة دالة الاستجابة حساب قيمة تعويضية من توزيع مشروط– حساب قيمة تعويضية من توزيع غير مشروط– التّعويض بالأرجحية العظمى

الدراسات السابقة:

- كما أجرى الشريفين (٢٠١٧) دراسة هدفت إلى تقصي أثر طرق تعويض القيم المفقودة على دقة معادلة صور مختلفة للاختبار باستخدام نظرية الاستجابة للمفردة، وذلك باستخدام بيانات مولدة بحجم (١٠٠٠) مستجيب، وذلك على اختبارين مؤلّفين من (٥٠) مفردة ثنائية الاستجابة، ومطابقة للنموذج اللوجستي الأحادي المعلمة والثلاثي المعلمة، واعتمدت الدِّراسة على ثلاث طرق لمعالجة القيم المفقودة، وهي: (تعظيم التوقعات، والتّعويض المتعدد، والتّعويض بنظرية الاستجابة للمفردة)، واستخدمت الدِّراسة للكشف عن دقة المعادلة محكي الخطأ المعياري والصّدق التقاطعي، وقد أظهرت النتائج أنَّ التّعويض بطريقة الاستجابة للمفردة مع النَّموذج الثلاثي يعطي تقديرات أفضل وفق محك الصّدق التقاطعي فضلًا عن أقل خطأ معياري في التَّقدير.
- وفي دراسة أنال وأنيل (Inal & Anil, 2018) التي هدفت إلى الكشف عن أثر الأداء التفاضلي في مفردات الجذع المشترك على معادلة الاختبارات في ظل أحجام عينة مختلفة وفق نظرة الاستجابة للمفردة، وتمت الدِّراسة على بيانات مولدة وفق تصميم المجموعات المتكافئة، وقد اعتمدت الدِّراسة مؤشر (REMSD) للكشف عن دقة التَّقدير في المعادلة، كما تمَّ استخدام تحليل التباين للكشف عن الدلالة المعنوية بين مجموعات المعالجة، وقد أظهرت النتائج أنَّ هناك تأثيرًا للأداء التفاضلي وبشكلٍ كبير في مفردات الجذع المشترك على دقة معادلة الاختبارات وفق مؤشر (REMSD)، في حين لم يظهر تحليل التباين وجود دلالة معنوية وتأثير لحجم العينة.
- وقدم العناتي وآخرون (٢٠١٨) دراسة هدفت إلى تحديد أدق الطرائق التّعويضية عن البيانات المفقودة في الاختبارات العامة، وذلك من خلال مقارنة ثلاث طرائق للتعويض عن القيم المفقودة بقيمة واحدة، وهي: التّعويض بمتوسط الفرد على العبارات الأخرى التي لا تتضمن بيانات مفقودة، والتّعويض من متبرع، والتّعويض باستخدام الانحدار، ولتحقيق الدِّراسة اختيرت عينة بحجم (٢١٠٠)

طالب من الصّف العاشر الأساسي، اكتملت استجاباتهم على جميع مفردات الاختبار الوطني للرياضيات، وتم حذف ما يعادل (١٠%) من استجابات الطلبة وبطريقة حققت شروط الفقد العشوائي التام. وأشارت نتائج الدِّراسة إلى أن أكثر الطرائق دقة في تقدير معالم المفردات (الصعوبة والتمييز)، ومعلم القدرة للطلبة هي طريقة الانحدار وتليها طريقة المتوسط، وأن أقل الطرائق دقة هي طريقة المتبرع.

- وفي دراسة العنزي (٢٠١٨) التي هدفت إلى الكشف عن أثر طول الجذع المشترك في دقة معادلة درجات صورتي اختبار في الرياضيات باستخدام نظرية الاستجابة للمفردة، وتم بناء صورتين متكافئتين واختبار مشترك بينهما بطول مختلف (٣٠- ٢٠- ١٠) مفردة، وذلك في مادة الرياضيات للصف الثالث متوسط، وطبقت الدِّراسة على عينة بلغت (١٢٠٠) طالب، وللكشف عن الفروق في القيم المعادلة تم استخدام تحليل التباين الأحادي، وأظهرت النتائج وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين متوسطات القيم المعادلة للجذع المشترك (٣٠) مفردة وبين الجذع المشترك (١٠) مفردات، بينما لم تكن هناك فروق دالة بين أطوال الجذع المشترك الأخرى.
- كما أجرى السرحان (٢٠١٨) دراسة هدفت إلى المقارنة بين طريقتي التَّقدير بالأرجحية العظمى والقيمة العظمى للتوزيع البعدي في دقة تقدير القدرة وفق نظرية الاستجابة للمفردة، واستخدمت الدِّراسة اختبار تفسير الرموز الصادر من (مركز التَّعليم السريع Learning Express)، LLC,2001 الذي يضم (3) اختبارات فرعية تقيس كلًّا من التشابهات الرمزية (٣٠) مفردة، فرز وتصنيف الأشكال (٣٠) مفردة، التفكير في سلسلة (٣٠) مفردة، وبعد التّحقق من مطابقة المفردات للنموذج تم استبعاد بعض المفردات غير المطابقة. وتألّف الاختبار في صورته النهائية من (٧٣) مفردة، وطبق الاختبار على عينة عشوائية طبقية مؤلّفة من (١٠٠٠) طالب وطالبة، وأظهرت النتائج وجود فروق في تقدير القدرة بين الطّريقتين ولصالح طريقة التَّقدير بالقيمة العظمى للتوزيع البعدي من خلال انخفاض قيم الخطأ المعياري لها.
- وفي دراسة عاشور (٢٠١٩) التي هدفت إلى معرفة أثر نسبة البيانات المفقودة في الجذع المشترك وطريقة التَّعامل معها على دقة المعادلة العمودية، فقد استخدمت الدِّراسة بيانات مولدة ثنائية التَّدريج بحجم (٢٠٠٠) استجابة، وذلك على صورتي اختبار مختلفتين في الصعوبة (منخفض – مرتفع) وفق النَّموذج الثنائي المعلمة بواقع (١٠٠٠) استجابة لكل صورة اختبارية، وتمَّ استخدام الحذف العشوائي للحصول على القيم المفقودة في الجذع المشترك وبواقع (٥% – ١٥% – ٣٠%)، وتمَّت معالجة هذه القيم بثلاث طرق للمعالجة، وهي: (نظرية الاستجابة للمفردة، التّعويض المتعدد، وتعظيم التوقعات)، وللكشف عن دقة المعادلة تمَّ استخدام محك الخطأ المعياري ومحك الصّدق

التقاطعي، وأظهرت النتائج أنَّ أفضل قيمة لمعيار الصّدق التقاطعي والخطأ المعياري في دقة المعادلة كانت لطريقة التّعويض المتعدد (MI) وبنسبة فقد (١٥%).

تعقيب على الدّراسات السابقة:

اختلفت الدّراسات السابقة في نتائجها كل حسب نوع المتغير، فنجد في متغير تقدير القدرة اختلافًا في نتائج الدّراسات، فهناك من يرى أفضلية لطريقة بيز، كدراسة سرحان (٢٠١٨)، وذلك على طريقة التَّقدير بالأرجحية العظمى.

وعلى صعيد متغير التّعويض عن القيم المفقودة، فنلاحظ أيضًا اختلافًا بين الدّراسات السابقة، ففي دراسة للزعبي (٢٠١٣) ودراسة عاشور (٢٠١٩) توصلت إلى أفضلية طريقة التّعويض المتعدد (MI)، وفي ضوء ما تقدم عرضه من دراسات سابقة، نجد أنَّ هذه الدّراسات لم تحسم الجدل حول الطّرق المثلى في التّعويض عن القيم المفقودة، وكذلك طرق تقدير القدرة، ولم يتطرق أي منها لطرق التّعويض عن القيم المفقودة مع طرق تقدير القدرة على الخطأ المعياري في المعادلة وفق نظرية الاستجابة للمفردة، ولذلك فإننا نأمل من هذه الدِّراسة إضافة معلومات ومعرفة جديدة حول تلك الطّرق.

منهج الدِّراسة وإجراءاتها:

- **منهج الدِّراسة:** في هذه الدِّراسة سيتم استخدام المنهج الوصفي المسحي.
- **مجتمع الدِّراسة:** تألّف مجتمع الدِّراسة من طلاب الصّفوف العليا: (الرابع، والخامس، والسادس) من المرحلة الابتدائية في المدارس الحكومية (بنين)، البالغ عددهم (53848) طالبًا، كذلك من طلاب المرحلة المتوسطة في المدارس الحكومية (بنين) في مدينة جدة، البالغ عددهم (58930) طالبًا (وزارة التَّعليم، ٢٠١٨).
- **عينة الدِّراسة:** تمَّ اختيار العينة بطريقة العينة العشوائية الطبقية، حيث تمَّ تحديد عدد المكاتب التَّعليمية في مدينة جدة، البالغ عددها (٦) مكاتب تتوزع عليها المدارس الابتدائية والمتوسطة، ومن ثمَّ تمَّ اختيار عينة ممثلة للمجتمع طُبقت عليها صورتا الاختبار المراد معادلتهما بنمط المجموعة العشوائية غير المتكافئة.

ويوضح الجدول (٤) والشَّكل رقم (٨) عدد الطّلاب في المجتمع وفق كل مكتب تعليمي للصفوف العليا من المرحلة الابتدائية في المدارس الحكومية في مدينة جدة:

جدول (٤) توزيع المجتمع للمرحلة الإبتدائية

تصنيف المدرسة	المكتب	عدد المدارس	الرابع الابتدائي		الخامس الابتدائي		السادس الابتدائي		المجموع	النسبة المئوية	المجموع الكلي
			عدد طلاب	عدد فصول	عدد طلاب	عدد فصول	عدد طلاب	عدد فصول			
حكومي	الصّفا	53	3335	127	3419	129	3345	120	١٠٠٩٩	%١٩	53848
	النسيم	45	2970	110	3017	117	3015	110	٩٠٠٢	%١٧	
	جنوب جدة	50	3124	123	3151	123	3145	119	٩٤٢٠	%١٧	
	شرق جدة	63	4146	165	4150	160	4183	157	١٢٤٧٩	%٢٣	
	شمال جدة	40	2302	83	2290	87	2289	89	٦٨٨١	%١٣	
	وسط جدة	31	1993	74	1982	76	1992	77	٥٩٦٧	%١١	
	المجموع	282	17870	682	18009	692	17969	672	53848		

كما يوضح الجدول (٥) أن عدد أفراد العينة، البالغ عددهم (٢٣٧٢) بنسبة تمثل (٤%) من مجتمع طلاب الصّفوف العليا من المرحلة الابتدائية في التَّعليم الحكومي في مدينة جدة، وكيفية اختيارهم من كل مكتب ونسبتهم إلى المجتمع:

جدول (٥) توزيع العينة من المجتمع للمرحلة الابتدائية:

مكتب التَّعليم	عدد أفراد العينة	النسبة للعينة من المجتمع الكلي
الصّفا	٣٤١	%0.63
النسيم	٣٣١	%0.61
جنوب جدة	٦٢٥	%1.16
شرق جدة	٥٣٥	%0.99
شمال جدة	٢٣١	%0.43
وسط جدة	٣٠٩	%0.57
المجموع	**٢٣٧٢**	

كما يوضح الجدول (٦) عدد الطّلاب في المجتمع وفق كل مكتب تعليمي للمرحلة المتوسطة في المدارس الحكومية في مدينة جدة:

جدول (٦) توزيع المجتمع للمرحلة المتوسطة

تصنيف المدرسة	المكتب	عدد المدارس	الأول المتوسط		الثاني المتوسط		الثالث المتوسط		المجموع	النسبة المئوية	المجموع الكلي
			عدد طلاب	عدد فصول	عدد طلاب	عدد فصول	عدد طلاب	عدد فصول			
حكومي	الصّفا	40	3358	130	3251	120	3233	117	9842		58930
	النسيم	32	3291	107	3170	110	3186	111	9647		
	جنوب جدة	41	3505	131	3135	112	3201	118	9841		
	شرق جدة	49	4598	158	4395	149	4221	144	13214		
	شمال جدة	43	3150	100	2895	98	2811	102	8856		
	وسط جدة	30	2708	91	2450	89	2372	87	7530		
	المجموع	235	20610	717	19296	678	19024	679	58930		

ويوضح الجدول (٧) عدد أفراد العينة، البالغ عددهم (٣٢٧٦) بنسبة تمثل (٦%) من مجتمع طلاب المرحلة المتوسطة في التَّعليم الحكومي في مدينة جدة، وكيفية اختيارهم من كل مكتب ونسبتهم إلى المجتمع:

جدول (٧) توزيع العينة من المجتمع للمرحلة المتوسطة:

مكتب التعليم	عدد أفراد العينة	النسبة للعينة من المجتمع الكلي
الصّفا	٣٢٧	%0.55
النسيم	٢٨٦	%0.49
جنوب جدة	٣٥٣	%0.60
شرق جدة	١٢١٦	%2.06
شمال جدة	٢٨١	%0.48
وسط جدة	٨١٣	%1.38
المجموع	٣٢٧٦	

أدوات الدِّراسة:

تعتمد هذه الدِّراسة على اختبار القدرة العقلية للعالمين الأمريكيين أرثر أوتيس وروجر لينون، ويعد هذا الاختبار أحد أقدم اختبارات الذكاء الجمعية وأكثرها شمولًا، وتشمل هذه السلسلة ستة مستويات:

- **المستوى التَّمهيدي الأول:** وهو خاص باختبار القدرات العقلية لرياض الأطفال،
- **والمستوى التَّمهيدي الثاني:** وهو مُعد لطلاب الصّف الأول النّصف الأول.
- **والمستوى الابتدائي الأول:** وهذا الاختبار مُعد لطلاب النّصف الثاني من الصّف الأول إلى نهاية النّصف الثاني من الصّف الثالث الابتدائي.
- **والمستوى الابتدائي المستوى الثاني:** وقد أُعِدَّ هذا المستوى لطلاب الصّف الرابع الابتدائي وحتى الصّف السادس الابتدائي.
- **والمستوى المتوسط:** وهذا المستوى مُعَد لطلاب المرحلة المتوسطة من الصّف الأول متوسط وحتى الصّف الثالث المتوسط.
- **وأخيرًا، المستوى المتقدم:** وهو مخصص لطلاب المرحلة الثانوية من الصّف الأول ثانوي وحتى الصّف الثالث ثانوي.

وسيتم التركيز على صورتي اختبار الابتدائي المستوى الثاني، والمستوى المتوسط .

-إجراءات التّحقق من الصّدق والثبات لاختبار أوتيس لينون الابتدائي المستوى الثاني:

قام الرويلي (٢٠٠٨) بدراسةٍ هدفت إلى إيجاد دلالات صدق وثبات صورة معدلة للبيئة السعودية لاختبار أوتيس – لينون للقدرة العقلية للمرحلة الابتدائي المستوى الثاني الصّورة "K".

وهذا الاختبار هو أحد المستويات الستة التي تشكل سلسلة اختبارات أوتيس لنون للقدرة العقلية، وهو اختبار لفظي ويطبق بشكل جماعي ويتكون من (٨٠) مفردة.

ولإيجاد دلالات الصّدق والثبات تمَّت الترجمة والتعديل ليصبح الاختبار ملائمًا للبيئة السعودية، ثمَّ جُمعت البيانات من نتائج تطبيق هذه الصّورة المعدلة على عينة مكونة من (٥٢٦) مفحوصًا من الذكور في الصّف: (الرابع، والخامس، والسادس)، وتمَّ اختيارهم عشوائيًا من المدارس الحكومية التابعة لإدارة التَّربية والتَّعليم في مدينة (عرعر)، وبالنسبة لصدق الاختبار تمَّ التّحقق من:

أولاً: معامل الارتباط بين درجات المفحوصين على الاختبار المعدل ودرجاتهم المدرسية في مادتي الرياضيات واللغة العربية، حيث بلغت قيم معاملات الارتباط هذه (٠,٤٠)، (٠,٥١) على التوالي للصف الرابع، و(٠,٤٠)، (٠,٣٩) على التوالي للصف الخامس، و(٠,٣٩)، (٠,٥٦) على التوالي للصف السادس.

ثانيًا: الفروق بين متوسطات أداء المفحوصين في الاختبار وفق الصّفوف الدراسية الثلاثة، والفروق بين متوسطات أداء المفحوصين في المستويات العمرية الأربعة، وقد كانت هذه الفروق ذات دلالة معنوية عند مستوى الدلالة ($\alpha = 0.05$).

ثالثًا: انحصرت قيم معاملات الارتباط للبعد الأول، وهو: الاستيعاب اللفظي بين (٠,١٠ – ٠,٣١) و(٠,٢٠ – ٠,٥٥) للبعد الثاني وهو الاستدلال اللفظي و(٠,٢١ – ٠,٥٤) للبعد الثالث وهو الاستدلال الشَّكلي و(٠,١٥– ٠,٥٨) للبعد الرابع وهو الاستدلال الكمي.

وأما معاملات الارتباط بين الدّرجات على كل من هذه الأبعاد الأربعة والاختبار ككل، فقد بلغت (٠,٤٢)، (٠,٩٣)، (٠,٧٤)، (٠,٧٧) للأبعاد: الأول، والثاني، والثالث، والرابع، على التوالي.

أما بالنسبة للثبات، فقد تمَّ التّحقق من خلال:

١- طريقة إعادة الاختبار بفاصل زمني (١٤) يومًا، وذلك على عينة مؤلفة من (١٤٢) مفحوصًا، حيث بلغت قيم معاملات الثبات بهذه الطّريقة: (٠,٤٢)، (٠,٦٥)، (٠,٥٤) للصف: (الرابع، والخامس، والسادس) على التوالي، أما بالنسبة للعينة كاملة، فقد بلغت قيمة معامل الثبات (٠,٦٠).

٢- استخدام معادلة كودر – ريتشاردسون (٢٠)، وقد بلغت قيم معاملات الثبات المحسوبة بهذه المعادلة (٠,٨٨)، و(٠,٨٩)، و(٠,٨٩) للصف: (الرابع، والخامس، والسادس) على التوالي، أما بالنسبة للعينة الكلية، فقد بلغت قيمة معامل الثبات (٠,٩٠).

٣- طريقة التجزئة النّصفية: وقد بلغت قيم معاملات الثبات المحسوبة بهذه الطّريقة: (٠,٧٠)، (٠,٨٣)، (٠,٨٤) للصف: (الرابع، والخامس، والسادس) على التوالي، أما بالنسبة للعينة الكلية، فقد بلغت قيمة معامل الثبات (٠,٨٢).

-إجراءات التّحقق من صدق وثبات اختبار أوتيس لينون المستوى المتوسط:

قامت مشاط (٢٠٠٩) بدراسةٍ هدفت إلى تقنين اختبار (أوتيس – لينون) للقدرة العقلية المستوى المتوسط الصّورة (J) على البيئة السعودية، والتّحقق من فعالية مفرداته من جهة وخصائصه السيكومترية من جهة أخرى، ومن ثم إيجاد المعايير المناسبة لأداء طالبات المرحلة المتوسطة، وقد أظهرت النتائج تمتع مفردات الاختبار بدرجة جيدة من الفعالية، ويتضح ذلك من خلال المؤشرات التالية:

(أ) معاملات صعوبة مفردات الاختبار:

وأشارت نتائج الدِّراسة إلى أنَّ الاختبار يحتوي على تدرج واسع في مستويات الصعوبة وفق الصّفوف الدراسية، وهذا مؤشر إلى فعالية الاختبار، وقد انحصرت قيم معاملات الصعوبة بين (٠,٠٢ – ٠,٩٤)، كما احتوى الاختبار على أسئلة ذات درجة عالية من السهولة، وأسئلة على درجة عالية من الصعوبة، وتختلف نسبة الأسئلة السهلة والصعبة باختلاف الصّفوف الدراسية.

(ب) دلالة تمييز كل مفردة من مفردات الاختبار:

كما أظهرت معاملات تمييز الاختبار أن معظم مفردات الاختبار تتمتع بمعاملات تمييز جيدة؛ حيث بلغت المفردات التي تتمتع بمعامل تمييز يزيد عن (٠,٣٠) عدد (٤٩) مفردة؛ بنسبة مئوية مقدارها ٥٩% بالنسبة للصف الأول متوسط، و(٦٥) مفردة بنسبة مئوية مقدارها ٧٥% للصف الثاني متوسط، أما بالنسبة للصف الثالث متوسط، فكانت هناك (٦٢) مفردة بلغت نسبتها ٧٢%.

وعزت الدِّراسة ضعف معاملات تمييز بعض المفردات إلى ارتفاع معاملات صعوبة بعضها، وانخفاض معاملات صعوبة البعض الآخر، أما المفردات المتوسطة، فمعاملات تمييزها مرتفعة.

(ج) فعالية المشتتات لكل مفردة:

توصلت الدِّراسة إلى تمتع (٥٠) مفردة بمشتتات ذات فعالية كبيرة، وهذا مؤشر إلى تمتع مفردات الاختبار المقنن بفاعلية جيدة أسهمت في إعطاء معاملات ثبات جيدة للاختبار، ودلالات صدق كافية.

(د) معاملات الارتباط بين المفردة والدرجة الكلية:

كما أظهرت نتائج الدِّراسة أنَّ عدد المفردات التي كان ارتباطها مع الدرجة الكلية جيدًا (٤٦) مفردة بنسبة (٥٧%)، وهذا مؤشر إلى تمتع المفردات بدرجة كبيرة من التجانس.

صدق الاختبار:

أشارت النتائج إلى تمتع الاختبار بدلالات صدق كافية، وفيما يلي عرض موجز لنتائج دلالات الصّدق ومناقشتها:

(أ) الاتساق الداخلي:

دلت نتائج الدِّراسة على وجود ارتباط دال إحصائيًا عند مستوى دلالة (٠,٠١) بين كل مفردة من مفردات الاختبار والبعد الذي تنتمي إليه، حيث كانت أقل قيمة لمعامل الارتباط (٠.٠٧) للمفردتين رقم (١٤ – ٧٠)، بينما كانت أعلى قيمة لمعامل الارتباط (٠.٦٣) للمفردة (٥٠)، كما ظهرت ارتباطات دالة إحصائيًا عند مستوى (٠,٠٠١) بين كل بُعد من الأبعاد الأربعة المؤلِّفة للاختبار مع الدرجة الكلية للاختبار على مستوى الصّفوف والعينة الكلية، حيث بلغت أقل قيمة لمعامل الارتباط القيمة (٠.٢٦) لبعد (الاستيعاب اللفظي) وللصف الثالث متوسط، بينما كانت أعلى قيمة لمعامل الارتباط (٠.٨٨) للبعد (الاستدلال اللفظي) وللصف الأول متوسط.

وهذا يدل على تمتع أبعاد الاختبار ومفرداته بدرجة جيدة من التجانس.

(ب) الصّدق التلازمي:

تم حساب الصّدق التلازمي عن طريق معامل ارتباط بيرسون بين اختبار (أوتيس – لينون) للقدرة العقلية المستوى المتوسط واختبار (رافن) القياسي للمصفوفات المتتابعة؛ حيث بلغت قيمة معامل الارتباط (٠,٨٥).

وتم كذلك حساب معامل ارتباط بيرسون بين درجات مادة اللغة العربية والجزء اللفظي من اختبار أوتيس – لينون؛ حيث بلغت قيمته (٠,٥٥)، كما تم حساب معامل الارتباط بين درجات مادة الرياضيات والجزء العددي في اختبار أوتيس – لينون، وقد بلغت قيمة معامل الارتباط (٠,٦٤).

(ج) الصّدق التمييزي:

يتضح من خلال نتائج تحليل التباين الأحادي وجود فروق دالة إحصائيًا في الأداء بين الصّفوف الدراسية الثلاثة وللعينة الكلية، وكذلك بالنسبة للعمر، وقد جاءت النتائج في صالح الصّف الدراسي الأعلى، وهذا يدل على قدرة الاختبار على التمييز بين الصّفوف الدراسية المختلفة.

ومن خلال النتائج السابقة يتضح تمتع اختبار (أوتيس – لينون) للقدرة العقلية المستوى المتوسط الصّورة (J) بدرجة عالية من الصّدق؛ مما يجعل منه أداة صالحة وقادرة على دراسة المستويات العقلية المختلفة.

ثبات الاختبار:

أشارت نتائج الدِّراسة إلى تمتع الاختبار بدلالات ثبات جيدة، وفيما يلي عرض موجز لأهم المؤشرات:

(أ) معامل ثبات الاستقرار:

بلغت قيمة معامل الثبات بطريقة إعادة التطبيق (٠,٨١) وهي قيمة مقبولة، وتدل على استقرار الاختبار.

(ب) الاتساق الداخلي:

بلغت قيمة معامل الثبات باستخدام معادلة (KR– 20) (٠,٨١)، وهي قيمة مقبولة، وتدل على تجانس مفردات الاختبار.

(ج) معامل ثبات التجزئة التصفية:

بلغت قيمة معامل الثبات المتحصل عليها باستخدام معادلة (جتمان) (٠,٧٨)، وهي قيمة عالية، وتدل على ثبات الاختبار.

ومن النتائج السابقة، يتضح تمتع اختبار (أوتيس – لينون) للقدرة العقلية بدرجة عالية من الثبات، تجعل منه أداة صالحة، وقادرة على دراسة المستويات العقلية المختلفة.

وحيث أظهرت نتائج الدِّراسة تمتع الاختبار بفعالية جيدة لمفرداته وخصائص سيكومترية دل عليها عددٌ من المؤشرات، فقد تمَّ استخلاص معايير لعيّنة التقنين التي في ضوئها تمَّ تفسير الدّرجات الخام للاختبار، حيث تم إيجاد: نسبة الذكاء الانحرافية، وإيجاد الرتب المئينية، والدّرجات الزائية، وذلك على مستوى الصّفوف الثلاثة، وكذلك على مستوى الفئات العمرية الأربعة.

إجراءات التّحقق من الخصائص السيكومترية للأدوات في الدِّراسة الحالية:

للتحقق من الخصائص السيكومترية للأدوات تمَّ تطبيق صورتي الاختبار على عينة استطلاعية بلغ عددها (٢١٢) طالبًا، حيث كان عدد عينة طلاب المرحلة المتوسطة (١٠٨) طلاب، وذلك لصورة اختبار أوتيس لينون للقدرة العقلية المستوى المتوسط الصّورة (J)، وبلغ عدد عينة طلاب الصّفوف العليا من المرحلة الابتدائية (١٠٤) طلاب لاختبار أوتيس – لينون للقدرة العقلية للمرحلة الابتدائي المستوى الثاني الصّورة "K"، وكانت النتائج كالتالي:

أولًا: اختبار أوتيس – لينون للقدرة العقلية المرحلة الابتدائي المستوى الثاني الصّورة "K"

١-الإحصاءات الوصفية:

تمَّ استخدام برنامج أيتمان (Iteman) لاستخلاص المؤشرات الإحصائية كما في جدول (٨):

جدول (٤) الإحصاءات الوصفية للصورة الابتدائية

	المفردات	المتوسط	الانحراف المعياري	أقل درجة	أعلى درجة	متوسط معامل الصعوبة	متوسط معامل التمييز
جميع المفردات	80	27.93	13.25	8	80	0.36	0.32
الاستدلال اللفظي	32	10.05	5.26	2	32	0.32	0.3
الاستدلال الكمي	13	4.95	2.59	0	13	0.39	0.34
الاستدلال الشَّكلي	15	4.6	2.95	0	15	0.32	0.31
الاستيعاب اللفظي	20	8.33	4.08	0	20	0.43	0.35

يتضح من الجدول رقم (٨) جدول الإحصاءات الوصفية أنَّ عدد مفردات الاختبار بلغ (٨٠) مفردة، وكان متوسط الاختبار (٢٧.٩٣) بانحراف معياري قدره (١٣.٢٥)، وكانت أقل درجة على المفردات هي الدرجة (٨)، بينما كانت أعلى درجة هي الدرجة (٨٠)، كما يتضح من الجدول ذاته أنَّ متوسط معامل الصعوبة لجميع المفردات وفق النظرية الكلاسيكية بلغ (٠.٣٦)، وهذا مؤشر يشير إلى أنَّ الاختبار يميل إلى الصعوبة، كما يتضح أيضًا من الجدول ذاته أنَّ متوسط معامل تمييز بوينت بايسيريال بلغت قيمته للاختبار (٠.٣٢)، وهو أعلى من ٠.٢٠ الذي يشير إلى الحد الأدنى لقبول معاملات التمييزية وفق محك آيبل (Ebel) الذي يصنف قيم هذا المؤشر وفق الجدول (٩) (كروكر والجينا، ٢٠١٧):

جدول (٥) دلالات قبول المفردات وفق معامل تمييز بوينت بايسيريال:

دلالة القيمة	قيمة المؤشر
المفردة تلبي الغرض المقصود	أكبر من ٠.٤٠
المفردة تتطلب مراجعة بسيطة وقد لا تتطلب	من ٠.٣٠ إلى ٠.٣٩
المفردة تقع على الحد الفاصل وتحتاج إلى مراجعة	٠.٢٠ إلى ٠.٢٩
تحذف المفردة أو تحتاج إلى مراجعة تامة لها	أقل من ٠.١٩

وعند النظر إلى مجالات الاختبار نجد أنَّ الاختبار يتألف من أربعة مجالات، وهي: الاستدلال اللفظي وعدد مفرداته (٣٢) مفردة، والاستيعاب اللفظي وعدد مفرداته (٢٠) مفردة، والاستدلال الشَّكلي وعدد مفرداته (١٥) مفردة، والاستدلال الكمي وعدد مفرداته (١٣) مفردة، ويُلاحظ أنَّ معظم مؤشرات المجالات تقترب بشكلٍ كبير من مؤشر الاختبار الكلي على مستوى معامل الصعوبة والتمييز.

٢-وللكشف عن الارتباطات بين المجالات ومع الدرجة الكلية تمَّ استخدام معامل ارتباط بيرسون كما في الجدول رقم (١٠).

جدول (٦) معاملات الارتباط بين المجالات والدرجة الكلية:

		الاستدلال اللفظي	الاستدلال الكمي	الاستدلال الشكلي	الاستيعاب اللفظي	الدرجة الكلية للاختبار
الاستدلال اللفظي	Pearson Correlation	–	**٣.7	.62**	.78**	.93**
الاستدلال الكمي	Pearson Correlation		–	.61**	.74**	.86**
الاستدلال الشكلي	Pearson Correlation			–	.53**	.76**
الاستيعاب اللفظي	Pearson Correlation				–	.90**
الدرجة الكلية للاختبار	Pearson Correlation					–
**. Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).						

يصنف فهمي (٢٠٠٥) كما في الجدول رقم (١١) قوة معامل الارتباط بدلالة القيمة العددية له وفق مايلي:

جدول (٧) تصنيف معامل الارتباط بدلالة القيمة:

قوة معامل الارتباط	مدى معامل الارتباط
تام	+١ أو –١
عال جدًا	من ٠.٨٠ إلى ٠.٩٩
عال	٠.٦٠ إلى ٠.٧٩
متوسط	٠.٠٤٠ إلى ٠.٥٩
ضعيف	٠.٢٠ إلى ٠.٣٩
ضعيف جدًا	٠.٠١ إلى ٠.١٩
لا توجد علاقة خطية	صفر

وبالنظر إلى الجدول رقم (١١) يتضح أنَّ معامل الارتباط بين المجالات الأربعة كانت جيدة ودالة عند مستوى (٠.٠١)، حيث يظهر لنا أن أعلى قيمة ارتباط كانت بين المجالين: الاستدلال اللفظي، والاستيعاب اللفظي؛ حيث بلغت قيمة معامل ارتباط بيرسون (٠.٧٨)، وهي قيمة عالية ودالة عند مستوى (٠.٠١)، بينما كانت أقل قيمة ارتباط بين المجالين: الاستيعاب اللفظي، والاستدلال الشَّكلي؛ حيث بلغت قيمة معالم ارتباط بيرسون القيمة (٠.٥٣)، وهي قيمة متوسطة ودالة عند مستوى (٠.٠١)، بينما كانت ارتباطات المجالات بالدرجة الكلية في معظمها عالية ودالة عند مستوى (٠.٠١)، ويتضح من الجدول أنَّ أعلى قيمة ارتباط بين المجالات والدرجة الكلية كانت للمجال الاستدلال اللفظي، حيث بلغت قيمة معامل الارتباط القيمة (٠.٩٣)، وهي قيمة عالية ودالة عند مستوى (٠.٠١)، بينما كانت أقل قيمة ارتباط مع الدرجة الكلية من نصيب مجال الاستدلال الشَّكلي؛ حيث بلغت قيمة معامل الارتباط القيمة (٠.٧٦)، وهي قيمة عالية ودالة عند مستوى (٠.٠١).

٣-وللكشف عن خصائص المفردات وفق نظرية الاستجابة للمفردة، فقد تمَّ استخدام برنامج Xcalibre وفق النَّموذج ثنائي المعلمة، وظهرت النتائج كما في الجدول رقم (١٢).

جدول (٨) مؤشرات المفردات وفق نظرية الاستجابة:

المفردات Item ID	نسبة الإجابة الصحيحة P	معامل الارتباط الثنائي المتسلسل R	معلم التمييز a	معلم الصعوبة b
ITEM1	0.22	−0.02	3.53	2.94
ITEM2	0.59	0.44	2.75	0.22
ITEM3	0.44	0.35	1.57	1.04
ITEM4	0.63	0.29	0.83	0.05
ITEM5	0.47	0.53	1.14	0.6
ITEM6	0.46	0.34	0.98	0.9
ITEM7	0.3	0.35	1.12	1.53
ITEM8	0.68	0.33	0.71	−0.25
ITEM9	0.13	0.24	1.21	2.22
ITEM10	0.46	0.43	1	0.68
ITEM11	0.42	0.36	1.14	0.83
ITEM12	0.48	0.56	1.14	0.45
ITEM13	0.26	0.33	1.04	1.88
ITEM14	0.63	0.57	1.38	−0.16
ITEM15	0.4	0.46	1.13	1.01
ITEM16	0.39	0.52	1.18	0.86
ITEM17	0.52	0.4	0.98	0.39
ITEM18	0.26	0.4	1.12	1.62
ITEM19	0.37	0.45	1.16	1.07
ITEM20	0.21	0.41	1.18	1.87
ITEM21	0.39	0.39	0.99	0.94
ITEM22	0.27	0.06	1.06	2.25
ITEM23	0.12	0.03	1.15	2.83
ITEM24	0.36	0.26	1.03	1.43
ITEM25	0.53	0.5	1.1	0.41
ITEM26	0.42	0.39	0.92	0.94
ITEM27	0.53	0.42	1.01	0.41
ITEM28	0.43	0.48	1.16	0.6
ITEM29	0.33	0.45	1.16	1.25
ITEM30	0.41	0.47	1.14	0.85
ITEM31	0.56	0.45	1.11	0.35
ITEM32	0.18	0.32	1.21	1.95
ITEM33	0.65	0.37	1	−0.11

1.92	1.07	0.21	0.29	ITEM34
1.83	0.99	0.36	0.29	ITEM35
0.21	0.91	0.46	0.59	ITEM36
0.94	1.22	0.51	0.39	ITEM37
1.8	1.01	0.57	0.22	ITEM38
1.44	0.95	0.27	0.37	ITEM39
−0.06	0.96	0.44	0.63	ITEM40
1.89	1	0.31	0.26	ITEM41
1.54	1.09	0.38	0.28	ITEM42
2.69	1.14	0.09	0.16	ITEM43
1.85	1.11	0.29	0.25	ITEM44
0.05	1.11	0.51	0.59	ITEM45
2.02	1.02	0.22	0.28	ITEM46
1.87	1.07	0.44	0.22	ITEM47
0.57	0.98	0.43	0.5	ITEM48
1.03	1.15	0.38	0.42	ITEM49
2.58	1.09	0.09	0.22	ITEM50
2.22	0.89	0.15	0.28	ITEM51
2.87	1.15	−0.04	0.13	ITEM52
1.73	1.16	0.25	0.26	ITEM53
1.62	1.09	0.38	0.25	ITEM54
2.56	1.07	0.03	0.25	ITEM55
1.55	1.09	0.3	0.31	ITEM56
2.41	0.92	−0.02	0.4	ITEM57
1.83	1.03	0.27	0.26	ITEM58
1.31	1.19	0.41	0.3	ITEM59
1.77	1.05	0.28	0.25	ITEM60
1.19	0.84	0.22	0.46	ITEM61
2.01	1.08	0.29	0.21	ITEM62
0.82	0.72	0.22	0.52	ITEM63
1.91	0.88	0.27	0.33	ITEM64
0.14	1.18	0.47	0.57	ITEM65
1.61	1	0.38	0.31	ITEM66
1.66	1.07	0.34	0.26	ITEM67
−0.06	0.86	0.42	0.64	ITEM68
1.95	1.04	0.36	0.28	ITEM69
2.12	1.06	0.27	0.22	ITEM70
0.54	1.26	0.45	0.47	ITEM71
1.26	1.19	0.43	0.33	ITEM72
1.19	1.03	0.28	0.44	ITEM73

ITEM74	0.19	0.06	1.13	2.33
ITEM75	0.21	0.09	1.08	2.6
ITEM76	0.23	0.32	1.1	1.89
ITEM77	0.29	0.06	1.04	2.49
ITEM78	0.26	0.32	1.09	1.71
ITEM79	0.23	0.25	1.11	2.02
ITEM80	0.22	0.01	1.11	2.56

يبين الجدول رقم (١٢) عددًا من مؤشرات المفردات، حيث نجد في العمود الأول الذي يُرمز له بالرمز (P) نسبة الذين أجابوا على المفردة إجابة صحيحة، وكانت أعلى نسبة للمفردة الثامنة، حيث بلغت النسبة (٠.٦٨)، بينما كانت أقل نسبة للمفردة (٢٣)، حيث بلغة النسبة (٠.١٢)، كما يبن العمود الثاني الذي يُرمز له بالرمز (R) معامل ارتباط بوينت بايسيريال بين المفردة والبُعد الذي تنتمي إليه التي كانت في معظمها عالية وتتجاوز القيمة (٠.٢)، بينما بلغ متوسطه القيمة (٠.٣٢)، وهي قيمة عالية وجيدة وتدل على جودة هذه المفردات، كما أظهر التَّحليل وجود عدد (١٣) مفردة يقل معامل تمييزها عن (٠.٢٠) وهي المفردات: (١، ٢٢، ٢٣، ٤٣، ٥٠، ٥١، ٥٢، ٥٥، ٥٧،٧٤، ٧٥، ٧٧، ٨٠)، وبعد مراجعة هذه المفردات اتضح أنها تقيس مستوى قدرة عالية؛ حيث نجد أنَّ أعلى مستوى قدرة لفئة الطّلاب المختبرين بلغت القيمة (١.٨٥)، وهي أقل من مستوى صعوبة المفردات السابقة.

كما يبن العمود الثالث الذي يُرمز له الرمز (a) معالم التمييز لمفردات الاختبار وفق نظرية الاستجابة للمفردة؛ حيث بلغ متوسط تمييز مفردات الاختبار القيمة (١.١٢)، وجميع قيمه للمفردات كانت أعلى من القيمة (٠.٣٠) التي تعبر عن المحك الأدنى للقبول وفق البرنامج، بل إنَّ معظم المفردات تتجاوز القيمة (١)، مما يدل على أنَّ مفردات الاختبار تتميز بقدرة تمييزية عالية.

كما يوضح العمود الرابع الذي يُرمز له الرمز (b) معامل الصعوبة لمفردات الاختبار وفق نظرية الاستجابة للمفردة، حيث يتضح أنَّ جميع قيمه كانت محصورة بين: القيمتين (-٠.٢٥) للمفردة (٨) وبين (٢.٩٤) للمفردة رقم (١)، وبلغ متوسط صعوبة مفردات الاختبار القيمة (١.٣٧)، وهذا يعطينا مؤشرًا على أنَّ الاختبار يميل إلى الصعوبة.

٤- الكشف عن مدى اتساق قم ثيتا مع درجات المجال، ويوضح ذلك الجدول رقم (١٣).

جدول (٩) معاملات الارتباط بين قيم ثيتا والمجال:

المجال	ثيتا لمجال الاستدلال اللفظي	ثيتا لمجال الاستدلال الكمي	ثيتا لمجال الاستدلال الشَّكلي	ثيتا لمجال الاستيعاب اللفظي
الاستدلال اللفظي	0.94	0.82	0.78	0.82
الاستدلال الكمي	0.76	0.93	0.75	0.78
الاستدلال الشَّكلي	0.68	0.65	0.93	0.65

الاستيعاب اللفظي	0.8	0.76	0.58	0.97

يتضح من الجدول رقم (١٣) جدول معاملات الارتباط بين الدّرجات الكلية للمجالات الأربعة مع قيم ثيتا (القدرة) للمجالات ذاتها أنَّ أعلى معامل الارتباط بلغ القيمة (٠.٩٧)، وذلك لمجال الاستيعاب اللفظي مع ثيتا للمجال ذاته، كما أنَّ أقل قيمة كانت القيمة (٠.٥٨)، وذلك بين المجال اللفظي وقيم ثيتا لمجال الاستدلال الشَّكلي، ويتضح من الجدول أنَّ جميع القيم لمعاملات الارتباط تشير إلى وجود ارتباط طردي موجب وبدرجات جيدة ومقبولة وفق فهمي (٢٠٠٥).

الثبات :

ولحساب ثبات درجات الاختبار، فقد تمَّ الاعتماد على محكات الاتساق الداخلي من خلال حساب معامل ارتباط كيودر رتشادسون (٢٠) ومعاملات التجزئة النّصفية كما في الجدول رقم (١٤)، وذلك من خلال برنامج أيتمان (Iteman).

جدول (١٠) مؤشرات ثبات الاختبار للصورة الابتدائية:

المجال	معامل ارتباط كيودر رتشادسون(٢٠)	الخطأ المعياري	التجزئة النّصفية عشوائيا	التجزئة النّصفية (العليا–الدنيا)	التجزئة النّصفية (فردي–زوجي)	التجزئة النّصفية عشوائيا مصحح	التجزئة النّصفية (العليا–الدنيا) مصحح	التجزئة النّصفية (فردي–زوجي) مصحح
الاختبار الكلي	0.92	3.85	0.86	0.80	0.85	0.93	0.89	0.92
الاستدلال اللفظي	0.79	2.43	0.61	0.64	0.63	0.75	0.78	0.77
الاستدلال الكمي	0.64	1.56	0.55	0.34	0.46	0.71	0.51	0.63
الاستدلال الشّكلي	0.7	1.61	0.62	0.59	0.64	0.77	0.74	0.78
الاستيعاب اللفظي	0.77	1.96	0.69	0.58	0.62	0.82	0.74	0.77

يتضح من الجدول رقم (١٤) أن معامل ثبات كيودر رتشاردسون (٢٠) للاختبار الكلي بلغت قيمته (٠.٩٢)، وهي قيمة عالية، مما يعني أنَّ هناك اتساقًا عاليًا بين مفردات الاختبار، كما أنَّ الخطأ المعياري للاختبار ككل بلغت قيمته (٣.٨٥)، كما يتضح من الجدول ذاته أنَّ معامل الثبات بالتجزئة النّصفية في حال تمَّ اختيار المفردات بشكلٍ عشوائي بلغت القيمة (٠.٨٦)، بينما بلغت قيمة الثبات بالتجزئة النّصفية في حال استخدم النّصف الأعلى والأدنى من الاختبار القيمة (٠.٨٠)، في حين أنَّ معامل الثبات التجزئة النّصفية للاختبار كاملًا بطريقة التقسيم الفردي والزوجي بلغت (٠.٨٥).

وفي الجزء الأخير نجد معامل الثبات المصحح للطرق السابقة، حيث نجد أنَّ معامل الثبات المصحح لطريقة التجزئة النّصفية في حال الاختيار العشوائي لمفردات الاختبار ككل بلغت (٠.٩٣)، بينما بلغت (٠.٨٩) في حال أخذ الجزء الأعلى والأدنى من الاختبار، في حين بلغت في حالة الاختيار الفردي والزوجي للمفردات (٠.٩٢). وجميع هذه القيم تتجاوز القيمة (٠.٦٥) التي تشير إلى ثبات مرتفع ومقبول وفق علام (٢٠١١).

كما يتضح من الجدول ذاته، ووفق بيانات التَّحليل لثبات الاختبار للمجالات الأربعة أنَّ هناك مؤشرات جيدة لمعظم هذه المجالات، حيث نجد أنَّ أعلى قيمة ثبات لمجال الاستدلال اللفظي كانت القيمة (٠.٧٩) بطريقة كيودر رتشاردون (٢٠)، بينما كانت أعلى قيمة ثبات لمجال الاستيعاب اللفظي كانت القيمة (٠.٨٢)، وكانت بطريقة التجزئة النّصفية المصححة في حال الاختيار العشوائي لمفردات المجال، بينما كانت أعلى قيمة ثبات لمجال الاستدلال الشَّكلي القيمة (٠.٧٨) بطريقة التجزئة النّصفية المصححة في حال الاختيار الفردي والزوجي لمفردات المجال، في حين بلغ أعلى قيمة لثبات مجال الاستدلال الكمي القيمة (٠.٧١)، وكانت بطريقة التجزئة النّصفية المصححة في حال الاختيار العشوائي لمفردات المجال، وجميع هذه القيم مُرتفعة ومقبولة، مما يعني أنَّ هناك ثباتًا عاليًا للمجالات الأربعة.

ثانيًا: اختبار أوتيس لينون للقدرة العقلية المستوى المتوسط الصّورة (J):

١-الإحصاءات الوصفية:

تمَّ استخدام برنامج أيتمان (Iteman) لاستخلاص المؤشرات الإحصائية كما في جدول (١٥):

جدول (١١) الإحصاءات الوصفية للصورة المتوسطة:

	المفردات	المتوسط	الانحراف المعياري	أقل درجة	أعلى درجة	معامل الصعوبة	معامل التمييز
الاختبار الكلي	80	28.43	12.27	13	80	0.36	0.3
الاستدلال اللفظي	32	11.17	4.94	3	32	0.35	0.28
الاستدلال الشّكلي	15	5.55	3.26	0	15	0.37	0.37
الاستدلال الكمي	13	3.79	2.11	0	13	0.29	0.22
الاستيعاب اللفظي	20	7.92	3.87	1	20	0.4	0.33

يتضح من الجدول رقم (١٥) أنَّ عدد مفردات الاختبار بلغ (٨٠) مفردة، وكان متوسط الاختبار (٢٨.٤٣) بانحراف معياري قدره (١٢.٢٧)، وكانت أقل درجة على المفردات هي الدرجة (١٣)، بينما كانت أعلى درجة هي الدرجة (٨٠)، كما يتضح من الجدول ذاته أنَّ متوسط معامل الصعوبة لجميع المفردات وفق النظرية الكلاسيكية قد بلغ (٠.٣٦)، كما يتضح أيضًا من الجدول ذاته أنَّ متوسط معامل تمييز بوينت بايسيريال بلغت قيمته للاختبار (٠.٣)، وهي أعلى من ٠.٢٠ الذي يعبر عن قيم جيدة ومقبولة.

كما يبين الجدول أنَّ الاختبار يتألف من أربعة مجالات، وهي: الاستدلال اللفظي وعدد مفرداته (٣٢) مفردة، والاستيعاب اللفظي وعدد مفرداته (٢٠) مفردة، والاستدلال الشَّكلي وعدد مفرداته (١٥) مفردة، والاستدلال الكمي وعدد مفرداته (١٣) مفردة.

كما يُلاحظ أنَّ معظم مؤشرات المجالات تقترب بشكلٍ كبير من مؤشر الاختبار الكلي في مؤشرَي الصعوبة والتمييز.

٢–وللكشف عن الارتباطات بين المجالات ومع الدرجة الكلية تمَّ استخدام معامل ارتباط بيرسون كما في الجدول رقم (١٦).

جدول (١٢) مؤشرات الارتباط بين المجالات:

	الاستدلال اللفظي	الاستدلال الشّكلي	الاستدلال الكمي	الاستيعاب اللفظي	الدرجة الكلية للاختبار
الاستدلال اللفظي	–	.75**	.51**	.77**	.93**
الاستدلال الشّكلي		–	.59**	.70**	.89**
الاستدلال الكمي			–	.40**	.66**
الاستيعاب اللفظي				–	.88**
الدرجة الكلية للاختبار					–
**. Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).					

يتضح من الجدول رقم (١٦) أنَّ معامل الارتباط بين المجالات الأربعة كانت جيدة ودالة جميعها عند مستوى (٠.٠١)، ويظهر الجدول أنَّ أعلى قيمة ارتباط كانت بين المجالين: الاستيعاب اللفظي، والاستدلال اللفظي، حيث بلغت قيمة معامل ارتباط بيرسون (٠.٧٧)، وهي قيمة عالية ودالة عند مستوى (٠.٠١)، بينما كانت أقل قيمة ارتباط بين المجالين: الاستدلال الكمي، والاستيعاب اللفظي، حيث بلغت قيمة معالم ارتباط بيرسون القيمة (٠.٤)، وهي قيمة متوسطة ودالة عند مستوى (٠.٠١)، بينما كانت ارتباطات المجالات بالدرجة الكلية في معظمها مرتفعة ودالة عند مستوى (٠.٠١)، كما يوضح الجدول أنَّ أعلى قيمة ارتباط بين المجالات والدرجة الكلية كانت للمجال الاستدلال اللفظي، حيث بلغت قيمة معامل الارتباط القيمة (٠.٩٣)، وهي قيمة عالية ودالة عند مستوى (٠.٠١)، بينما كانت أقل قيمة ارتباط مع الدرجة الكلية من نصيب مجال الاستدلال الكمي، حيث بلغت قيمة معامل الارتباط القيمة (٠.٦٦)، وهي قيمة عالية ودالة عند مستوى (٠.٠١).

٣–وللكشف عن خصائص المفردات وفق نظرية الاستجابة للمفردة، فقد تمَّ استخدام برنامج الاكسكليبر (Xcalibre) وفق النَّموذج ثنائي المعلمة، وظهرت النتائج كما في الجدول رقم (١٧).

جدول (١٣) مؤشرات المفردات وفق نظرية الاستجابة للمفردة.

المفردات Item ID	نسبة الإجابة الصحيحة P	معامل الارتباط الثنائي المتسلسل R	معلم التمييز a	معلم الصعوبة b
ITEM1	0.89	0.26	0.51	-2.4
ITEM2	0.41	0.22	0.51	1.27
ITEM3	0.56	0.27	0.63	1.05
ITEM4	0.55	0.48	1	0.27
ITEM5	0.53	0.38	0.77	0.53
ITEM6	0.62	0.3	0.76	0.06
ITEM7	0.16	0.21	1.05	2.36
ITEM8	0.67	0.32	0.82	-0.2

المفردات Item ID	نسبة الإجابة الصحيحة P	معامل الارتباط الثنائي المتسلسل R	معلم التمييز a	معلم الصعوبة b
ITEM9	0.56	0.55	1.35	0.17
ITEM10	0.8	0.25	0.74	-0.95
ITEM11	0.52	0.31	0.93	0.57
ITEM12	0.47	0.35	0.92	0.81
ITEM13	0.46	0.22	0.97	0.84
ITEM14	0.33	0.35	0.99	1.66
ITEM15	0.54	0.46	0.98	0.35
ITEM16	0.5	0.36	0.85	0.76
ITEM17	0.24	0.35	1.03	1.86
ITEM18	0.38	0.4	1.07	1.05
ITEM19	0.39	0.28	0.85	1.44
ITEM20	0.47	0.42	1	0.72
ITEM21	0.26	0.33	1.01	1.65
ITEM22	0.28	0.36	1.04	1.68
ITEM23	0.6	0.39	0.95	0.16
ITEM24	0.54	0.41	0.85	0.46
ITEM25	0.3	0.41	1	1.53
ITEM26	0.37	0.42	1.05	1.14
ITEM27	0.37	0.33	0.89	1.45
ITEM28	0.28	0.22	1.02	2.04
ITEM29	0.28	0.4	1.19	1.59
ITEM30	0.57	0.51	1.25	0.17
ITEM31	0.26	0.32	1.17	1.67
ITEM32	0.64	0.51	1.2	-0.16
ITEM33	0.43	0.49	1.26	0.78
ITEM34	0.21	-0.08	1.12	2.92
ITEM35	0.51	0.49	1.15	0.45
ITEM36	0.44	0.58	1.28	0.59
ITEM37	0.28	0.46	1.08	1.42
ITEM38	0.31	0.35	1	1.4
ITEM39	0.39	0.24	0.87	1.53
ITEM40	0.29	0.37	1.09	1.55
ITEM41	0.34	0.54	1.14	1.08
ITEM42	0.14	0.15	1.11	2.76
ITEM43	0.38	0.57	1.32	0.86
ITEM44	0.5	0.48	0.92	0.54
ITEM45	0.17	0.13	1.09	2.49
ITEM46	0.25	0.19	1	2.38

المفردات Item ID	نسبة الإجابة الصحيحة P	معامل الارتباط الثنائي المتسلسل R	معلم التمييز a	معلم الصعوبة b
ITEM47	0.28	-0.11	1.1	2.77
ITEM48	0.22	0.39	1.1	1.84
ITEM49	0.43	0.43	1.1	0.82
ITEM50	0.25	0.18	1.02	2.35
ITEM51	0.21	0.2	1.02	2.35
ITEM52	0.35	0.3	0.95	1.43
ITEM53	0.55	0.49	0.95	0.33
ITEM54	0.2	0.34	1.02	2.02
ITEM55	0.24	0.45	1.25	1.44
ITEM56	0.27	0.32	1.04	1.74
ITEM57	0.34	0.21	0.95	2
ITEM58	0.21	-0.14	1.1	2.71
ITEM59	0.19	0.18	1.13	2.24
ITEM60	0.19	0.29	1.12	2.1
ITEM61	0.47	0.57	1.23	0.53
ITEM62	0.13	0.25	1.11	2.55
ITEM63	0.26	0.26	1.1	2.29
ITEM64	0.41	0.38	1.05	1.05
ITEM65	0.29	0.12	1	2.09
ITEM66	0.21	0.06	1.12	2.87
ITEM67	0.18	0.44	1.2	1.73
ITEM68	0.28	0.02	1.03	2.42
ITEM69	0.25	0.26	1.03	2.07
ITEM70	0.21	0.13	1.06	2.4
ITEM71	0.21	0.26	1.05	2.19
ITEM72	0.11	0.24	1.1	2.42
ITEM73	0.34	0.13	0.89	1.86
ITEM74	0.29	0.24	1.02	1.93
ITEM75	0.35	0.39	1	1.26
ITEM76	0.39	0.23	0.95	1.54
ITEM77	0.2	0.04	1.1	2.65
ITEM78	0.18	0.17	1.09	2.43
ITEM79	0.28	0.05	1.01	2.49
ITEM80	0.28	0.31	0.99	1.85

يتضح من الجدول رقم (١٧) أنَّ العمود الأول الذي يُرمز له بالرمز (P)، والذي يبين نسبة الذين أجابوا على المفردة إجابة صحيحة أنَّ أعلى نسبة استجابة كانت للمفردة (١)، حيث بلغت النسبة (٠.٨٩)، بينما كانت أقل نسبة من نصيب المفردة (٦٢)، حيث بلغت النسبة (٠.١٣)، كما بين العمود الثاني

الذي يُرمز له بالرمز (R) معامل ارتباط بوينت بايسيريال بين المفردة والبعد الذي تنتمي إليه، والتي كانت في معظمها عالية وتتجاوز القيمة (٠.٢)، بينما بلغ متوسطه القيمة (٠.٣٠)، وهي قيمة عالية وجيدة، وتدل على جودة هذه المفردات، كما يبين الجدول وجود عدد (١٦) مفردة أظهرت انخفاضًا أقل من القيمة (٠.٢)، وهذه المفردات هي: (٣٤، ٤٢، ٤٥، ٤٦، ٤٧، ٥٠، ٥٨، ٥٩، ٦٥، ٦٦، ٦٨، ٧٠، ٧٣، ٧٧، ٧٨، ٧٩)، وبعد مراجعة هذه المفردات اتضح أنها تقيس مستوى قدرة عالية، حيث نجد أنَّ أعلى مستوى قدرة لفئة الطّلاب المختبرين بلغت القيمة (١.٩٦)، وهي أقل من مستوى صعوبة المفردات السابقة عدا المفردة (٧٣) التي بلغ معامل صعوبتها (١.٨٦).

كما يبن العمود الثالث الذي يُرمز له الرمز (a) معالم التمييز لمفردات الاختبار وفق نظرية الاستجابة للمفردة، حيث بلغ متوسط تمييز مفردات الاختبار القيمة (١.٠٢)، وجميع قيمه للمفردات كانت أعلى من القيمة (٠.٣٠)، بل إنَّ معظم المفردات تتجاوز القيمة (١) أو قريبة منها، مما يدل على أنَّ مفردات الاختبار تتمتع بقدرة تمييزية عالية.

كما يوضح العمود الرابع الذي يُرمز له بالرمز (b) معامل الصعوبة لمفردات الاختبار وفق نظرية الاستجابة للمفردة، حيث يتضح أنَّ جميع قيمه كانت محصورة بين القيمتين: (−٢.٤٠) للمفردة (١) وبين (٢.٩٢) للمفردة رقم (٣٤)، وبلغ متوسط صعوبة مفردات الاختبار القيمة (١.١٧)، وهذا يعطينا مؤشرًا على أنَّ الاختبار يميل نوعًا ما إلى الصعوبة.

٤−الكشف عن مدى اتساق قيم ثيتا مع درجات المجال، ويوضح ذلك الجدول رقم (١٨).

جدول (١٤) معاملات الارتباط بين قيم ثيتا والمجال:

المجال	ثيتا لمجال الاستدلال اللفظي	ثيتا لمجال الاستدلال الشّكلي	ثيتا لمجال الاستدلال الكمي	ثيتا لمجال الاستيعاب اللفظي
الاستدلال اللفظي	0.96	0.83	0.62	0.83
الاستدلال الشّكلي	0.75	0.97	0.68	0.79
الاستدلال الكمي	0.51	0.59	0.92	0.55
الاستيعاب اللفظي	0.77	0.7	0.40	0.96

يتضح من الجدول رقم (١٨) جدول معاملات الارتباط بين الدّرجات الكلية للمجالات الأربعة مع قيم ثيتا (القدرة) للمجالات ذاتها أنَّ أعلى معامل الارتباط بلغ القيمة (٠.٩٦)، وذلك لمجال الاستدلال اللفظي مع ثيتا للمجال ذاته، كما أنَّ أقل قيمة كانت القيمة (٠.٤٠)، وذلك بين مجال الاستيعاب اللفظي وقيم ثيتا لمجال الاستدلال الكمي، ويتضح من الجدول أنَّ جميع القيم لمعاملات الارتباط تشير إلى وجود ارتباط طردي موجب بقيم متوسطة إلى عالية.

الثبات:

ولحساب ثبات درجات الاختبار، فقد تمَّ الاعتماد على محكات الاتساق الداخلي من خلال حساب

معامل كيودر رتشادسون (٢٠) ومعاملات التجزئة النّصفية كما في الجدول رقم (١٩)، وذلك من خلال برنامج أيتمان (Iteman).

جدول (١٥) مؤشرات ثبات الاختبار:

المجال	معامل ارتباط كيودر رتشادسون(٢٠)	الخطأ المعياري	التجزئة النّصفية عشوائيا	التجزئة النّصفية (العليا– الدنيا)	التجزئة النّصفية (فردي– زوجي)	التجزئة النّصفية عشوائيا مصحح	التجزئة النّصفية (العليا– الدنيا) مصحح	التجزئة النّصفية (فردي– زوجي) مصحح
الاختبار الكلي	0.90	3.83	0.80	0.72	0.84	0.80	0.84	0.91
الاستدلال اللفظي	0.76	2.42	0.67	0.53	0.65	0.80	0.70	0.79
الاستدلال الشّكلي	0.73	1.66	0.63	0.56	0.56	0.77	0.72	0.72
الاستدلال الكمي	0.49	1.50	0.34	0.30	0.46	0.51	0.47	0.63
الاستيعاب اللفظي	0.75	1.92	0.57	0.54	0.62	0.72	0.70	0.76

يتضح من الجدول رقم (١٩) جدول بيانات التَّحليل لثبات اختبار أوتيس لينون للقدرة العقلية المستوى المتوسط الصّورة (J) أنَّ معامل ثبات كيودر رتشاردون (٢٠) للاختبار الكلي بلغت قيمته (٠.٩٠)، وهي قيمة عالية، مما يعني أنَّ هناك اتساقًا عاليًا بين مفردات الاختبار، كما أنَّ الخطأ المعياري للاختبار ككل بلغت قيمته (٣.٨٣)، كما يتضح من الجدول ذاته أنَّ معامل الثبات بالتجزئة النّصفية في حال تمَّ اختيار المفردات بشكلٍ عشوائي بلغت القيمة (٠.٨٠)، بينما بلغت قيمة الثبات بالتجزئة النّصفية في حال استخدم النّصف الأعلى والأدنى من الاختبار القيمة (٠.٧٢)، في حين أن معامل الثبات التجزئة النّصفية للاختبار كاملًا بطريقة التقسيم الفردي والزوجي بلغت (٠.٨٤).

وفي الجزء الأخير نجد معامل الثبات المصحح للطرق السابقة، حيث نجد أنَّ معامل الثبات المصحح لطريقة التجزئة النّصفية في حال الاختيار العشوائي لمفردات الاختبار ككل بلغت (٠.٨٠)، بينما بلغت (٠.٨٤) في حال تمَّ أخذ النّصف الأعلى الأدنى من الاختبار، في حين بلغت في حالة الاختيار الفردي والزوجي للمفردات (٠.٩١)، وجميع هذه القيم مرتفعة، مما يعني أنَّ هناك ثباتًا عاليًا للاختبار.

كما يتضح من الجدول ذاته، ومن خلال بيانات التَّحليل لثبات الاختبار للمجالات الأربعة أنَّ هناك مؤشرات جيدة لمعظم هذه المجالات، حيث نجد أنَّ أعلى قيمة ثبات لمجال الاستدلال اللفظي كانت القيمة (٠.٨٠) بطريقة التجزئة النّصفية المصححة عشوائيًا لمفردات المجال، بينما كانت أعلى قيمة ثبات لمجال الاستيعاب اللفظي هي القيمة (٠.٧٦) بطريقة التجزئة النّصفية المصححة في حال الاختيار الفردي والزوجي لمفردات المجال، كما كانت أعلى قيمة ثبات لمجال الاستدلال الشّكلي القيمة (٠.٧٧) وكانت بطريقة التجزئة النّصفية المصححة في حال الاختيار العشوائي لمفردات المجال، في حين بلغت أعلى قيمة لثبات مجال الاستدلال الكمي القيمة (٠.٦٣) بطريقة التجزئة النّصفية المصححة

في حال الاختيار الفردي والزوجي لمفردات المجال، وجميع هذه القيم مرتفعة ومقبولة، مما يعني أنَّ هناك ثباتًا عاليًا للمجالات الأربعة.

الجذع المشترك:

ذكر كولن وبرينان (Kolen&Brennan,2014) أن المفردات المشتركة يجب ألا تقل عن ٢٠% من طول الاختبار إذا كان الاختبار يزيد عن (٤٠) مفردة، وقد تمَّ اختيار عدد (٢٠) مفردة من مفردات الاختبار من الصورتين بواقع (١٠) مفردات، وبالتالي، يصبح عدد مفردات كل اختبار (٧٠) مفردة، بينما يمثل الجذع المشترك ب (٢٠) مفردة، تمثل ما نسبته ٢٩% من مفردات كل صورة اختبارية، وقد تمَّ اختيار هذه المفردات بناءً على عدد من المعايير، وقد ذكرت دراسة الصمادي (٢٠٠٨) أن أفضل المفردات لتمثيل الجذع المشترك هي تلك المفردات التي تتميز بمعامل صعوبة متوسطة ومعامل تمييز عالٍ، وعليه فقد تمَّ اعتماد المفردات في الجدول (٢٠) لتمثيل الجذع المشترك من الصّورة الابتدائية:

جدول (١٦) مفردات الجذع المشترك للصورة الابتدائي:

المفردات	نسبة الإجابة الصحيحة P	معامل الارتباط الثنائي المتسلسل R	معلم التمييز a	معلم الصعوبة b
ITEM2	0.59	0.44	2.75	0.22
ITEM12	0.48	0.56	1.14	0.45
ITEM14	0.63	0.57	1.38	−0.16
ITEM25	0.53	0.5	1.1	0.41
ITEM31	0.56	0.45	1.11	0.35
ITEM33	0.65	0.37	1	−0.11
ITEM40	0.63	0.44	0.96	−0.06
ITEM45	0.59	0.51	1.11	0.05
ITEM65	0.57	0.47	1.18	0.14
ITEM71	0.47	0.45	1.26	0.54

كما تمَّ اختيار المفردات في الجدول (٢١) لتمثيل الجذع المشترك من الصّورة المتوسطة:

جدول (١٧) مفردات الجذع المشترك للصورة المتوسطة:

المفردات	نسبة الإجابة الصحيحة P	معامل الارتباط الثنائي المتسلسل R	معلم التمييز a	معلم الصعوبة b
ITEM4	0.55	0.48	1	0.27
ITEM15	0.54	0.46	0.98	0.35
ITEM23	0.6	0.39	0.95	0.16
ITEM32	0.64	0.51	1.2	−0.16
ITEM33	0.43	0.49	1.26	0.78
ITEM35	0.51	0.49	1.15	0.45

ITEM36	0.44	0.58	1.28	0.59
ITEM44	0.5	0.48	0.92	0.54
ITEM53	0.55	0.49	0.95	0.33
ITEM61	0.47	0.57	1.23	0.53

وبهذا تألّف عدد مفردات الجذع المشترك من عدد (٢٠) مفردة تم اختيارها من بين مفردات الصورتين وفق أفضل المعايير من حيث الصعوبة والتمييز، وذلك من أجل استخدامها في معادلة الصورتين.

الإجراءات الخاصة بتطبيق الدِّراسة:

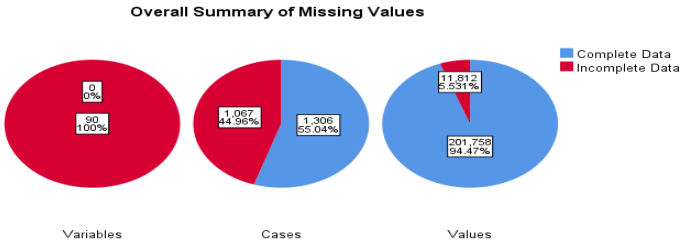
تمَّ تطبيق الاختبار إلكترونيًّا بصورتيه على العينة، وذلك بالتعاون مع إدارة تعليم جدة ومديري مراكز التَّعليم، وتمَّ إرسال رابط الاختبار لمديري المدارس والتأكيد عليهم من قِبل مديري المراكز على أهمية التَّعامل مع الاختبار بكل جدية، ومتابعة المعلمين للطلاب أثناء الاختبار والحرص على تعليماته.

وبعد جمع البيانات تمَّ التّحقق من مناسبة البيانات للتحليل وفق مايلي:

أولًا: البيانات المفقودة:

وللكشف عن نسب البيانات المفقود، فقد تمَّ استخدام برنامج الحزم الإحصائية في العلوم الاجتماعية spss:

بيانات القيم المفقودة للمرحلة الابتدائية:



الشكل(2) نسب القيم المفقودة في العينة الابتدائية

يتضح من الشَّكل رقم (١٢) الخاص بالمتغيرات (variables) أنَّ هناك فقدًا في جمع المفردات، أي: إنَّ كل مفردة توجد بها قيم مفقودة، مما يشكل نسبة ١٠٠% من المفردات، كما يلاحظ من النَّمط الثاني نمط الحالات (cases) أنَّ هناك نسبة قدرها (٤٤.٩٦%) من الحالات توجد بها قيم مفقودة، بينما تمثل الحالات المكتملة نسبة (٥٥.٠٤%)، كما يُلاحظ من النَّمط الثالث الخاص بالقيم (values) أن نسبة القيم المفقودة بلغت النسبة (٥.٥٣%) من إجمالي الاستجابات بعدد حالات بلغ (١١٨١٢) قيمة مفقودة.

جدول (١٨) نسبة القيم المفقودة في الصّورة الابتدائية:

القيم المفقودة				

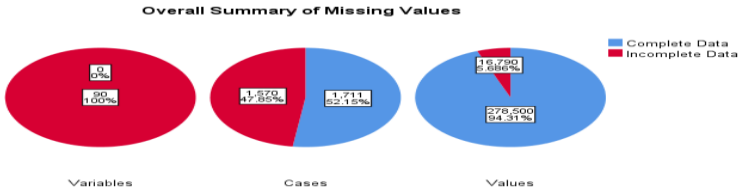
المفردات	العينة	المتوسط	الانحراف المعياري	عدد القيم المفقودة	النسبة %
V1	2339	0.16	0.37	34	1.4
V2	2331	0.79	0.41	42	1.8
V3	2305	0.59	0.49	68	2.9
V4	2350	0.83	0.38	23	1
V5	2344	0.8	0.4	29	1.2
V6	2354	0.73	0.44	19	0.8
V7	2340	0.54	0.5	33	1.4
V8	2313	0.76	0.43	60	2.5
V9	2315	0.53	0.5	58	2.4
V10	2312	0.67	0.47	61	2.6
V11	2328	0.74	0.44	45	1.9
V12	2317	0.77	0.42	56	2.4
V13	2340	0.55	0.5	33	1.4
V14	2330	0.77	0.42	43	1.8
V15	2334	0.79	0.41	39	1.6
V16	2333	0.59	0.49	40	1.7
V17	2312	0.75	0.43	61	2.6
V18	2325	0.59	0.49	48	2
V19	2325	0.69	0.46	48	2
V20	2223	0.44	0.5	150	6.3
V21	2310	0.6	0.49	63	2.7
V22	2309	0.36	0.48	64	2.7
V23	2299	0.46	0.5	74	3.1
V24	2309	0.7	0.46	64	2.7
V25	2245	0.63	0.48	128	5.4
V26	2303	0.75	0.43	70	2.9
V27	2276	0.79	0.41	97	4.1
V28	2267	0.66	0.48	106	4.5
V29	2224	0.53	0.5	149	6.3
V30	2271	0.76	0.43	102	4.3
V31	2235	0.63	0.48	138	5.8
V32	2261	0.47	0.5	112	4.7
V33	2263	0.8	0.4	110	4.6
V34	2247	0.74	0.44	126	5.3
V35	2230	0.59	0.49	143	6
V36	2267	0.82	0.39	106	4.5
V37	2235	0.63	0.48	138	5.8
V38	2235	0.43	0.5	138	5.8

5.4	129	0.5	0.5	2244	V39
4.6	109	0.37	0.84	2264	V40
8.5	202	0.5	0.5	2171	V41
6.2	148	0.49	0.59	2225	V42
7.7	182	0.32	0.11	2191	V43
6.3	150	0.45	0.28	2223	V44
6.5	154	0.5	0.57	2219	V45
7	167	0.5	0.57	2206	V46
8.7	207	0.47	0.34	2166	V47
6.4	153	0.42	0.76	2220	V48
7.5	178	0.46	0.71	2195	V49
7	167	0.5	0.48	2206	V50
8.2	195	0.5	0.47	2178	V51
8.1	192	0.5	0.43	2181	V52
10	237	0.5	0.56	2136	V53
7	166	0.49	0.58	2207	V54
9	214	0.41	0.21	2159	V55
7	166	0.48	0.62	2207	V56
7.7	183	0.5	0.52	2190	V57
8.4	200	0.5	0.51	2173	V58
8	191	0.47	0.67	2182	V59
7	166	0.5	0.54	2207	V60
9	214	0.49	0.58	2159	V61
8.6	205	0.5	0.44	2168	V62
6.7	158	0.49	0.62	2215	V63
8.6	205	0.5	0.57	2168	V64
6.8	162	0.39	0.81	2211	V65
7.1	168	0.47	0.32	2205	V66
7.7	183	0.5	0.57	2190	V67
6.6	156	0.37	0.84	2217	V68
7.9	187	0.5	0.53	2186	V69
7.3	174	0.5	0.57	2199	V70
8.7	206	0.5	0.5	2167	V71
7.2	172	0.47	0.68	2201	V72
7.5	178	0.5	0.49	2195	V73
9.4	224	0.48	0.35	2149	V74
7.6	180	0.49	0.38	2193	V75
7.4	176	0.49	0.58	2197	V76
7.5	177	0.47	0.33	2196	V77
8.3	198	0.5	0.54	2175	V78

6.6	156	0.46	0.3	2217	V79
7.8	185	0.46	0.3	2188	V80
7.1	169	0.48	0.63	2204	V81
6.5	155	0.47	0.67	2218	V82
6.4	153	0.5	0.54	2220	V83
5.6	132	0.44	0.74	2241	V84
6	142	0.49	0.59	2231	V85
6.1	145	0.48	0.65	2228	V86
5.4	127	0.46	0.7	2246	V87
5.7	135	0.41	0.79	2238	V88
4.7	112	0.37	0.84	2261	V89
4.4	104	0.42	0.78	2269	V90

يتضح من الجدول رقم (٢٢) أنَّ أعلى نسبة فقدٍ كانت القيمة (١٠%) للمتغير (V53)، بينما أقل قيمة كانت القيمة (٠.٨%) للمتغير (V6)، وبعد فحص البيانات نجد أنَّ جميع المفردات يُوجد بها فقد وبنسب مختلفة، وهو ما يؤكد أنَّ الفقد عشوائي بالكامل.

بيانات القيم المفقودة للمرحلة المتوسطة:



الشكل (3) نسب القيم المفقودة في العينة المتوسطة

يتضح من الشَّكل رقم (١٣) الخاص بالمتغيرات المتغيرات (variables) أنَّ هناك فقدًا في جمع المفردات، أي: إنَّ كل مفردة يُوجد بها قيم مفقودة، مما يشكل نسبة ١٠٠% من المفردات، كما يُلاحظ من النَّمط الثاني نمط الحالات (cases) أنَّ هناك نسبة قدرها (٤٧.٨٥%) من الحالات توجد بها قيم مفقودة، بينما تمثل الحالات المكتملة نسبة (٥٢.١٥%)، كما يُلاحظ من النَّمط الثالث الخاص بالقيم (values) أنَّ نسبة القيم المفقودة بلغت النسبة (٥.٦٩%) من إجمالي الاستجابات بعدد حالات بلغ (١٦٧٩٠) قيمة مفقودة.

جدول (١٩) نسبة القيم المفقودة في الصّورة المتوسطة:

المتغيرات	العينة	المتوسط	الانحراف المعياري	القيم المفقودة	
				عدد القيم المفقودة	النسبة %
V1	3237	0.8	0.4	44	1.3
V2	3214	0.5	0.5	67	2

2.1	70	0.49	0.62	3211	V3
1.9	61	0.48	0.65	3220	V4
2.6	85	0.5	0.45	3196	V5
2	64	0.48	0.66	3217	V6
3.7	122	0.39	0.19	3159	V7
1.8	58	0.45	0.72	3223	V8
2.2	72	0.48	0.65	3209	V9
1.7	56	0.41	0.79	3225	V10
2.6	84	0.5	0.44	3197	V11
2.8	91	0.5	0.47	3190	V12
2.9	96	0.5	0.5	3185	V13
2.9	95	0.5	0.46	3186	V14
2.3	77	0.49	0.59	3204	V15
3.1	102	0.5	0.55	3179	V16
3.9	127	0.45	0.27	3154	V17
3.4	110	0.5	0.49	3171	V18
4.2	137	0.48	0.65	3144	V19
3.4	110	0.5	0.5	3171	V20
3.9	127	0.5	0.47	3154	V21
3.5	114	0.45	0.29	3167	V22
3.8	124	0.5	0.55	3157	V23
3.4	111	0.5	0.53	3170	V24
4.4	146	0.5	0.43	3135	V25
4.8	156	0.5	0.47	3125	V26
4.8	156	0.49	0.41	3125	V27
4.1	134	0.49	0.38	3147	V28
5.5	181	0.48	0.35	3100	V29
4.5	148	0.49	0.6	3133	V30
5.3	174	0.47	0.31	3107	V31
4.6	151	0.46	0.7	3130	V32
4.8	157	0.5	0.52	3124	V33
6.6	216	0.42	0.23	3065	V34
5	164	0.49	0.6	3117	V35
5.3	174	0.47	0.66	3107	V36
6	196	0.5	0.43	3085	V37
6.1	199	0.5	0.44	3082	V38
5.9	194	0.5	0.47	3087	V39
7.2	236	0.5	0.43	3045	V40
7.8	257	0.5	0.48	3024	V41
6.2	204	0.49	0.38	3077	V42

6.2	205	0.5	0.52	3076	V43
6	198	0.47	0.68	3083	V44
7.3	240	0.48	0.35	3041	V45
6.9	225	0.44	0.26	3056	V46
8.1	265	0.47	0.33	3016	V47
7	231	0.47	0.34	3050	V48
6.3	207	0.5	0.43	3074	V49
9.1	297	0.45	0.28	2984	V50
6.4	210	0.47	0.32	3071	V51
6.8	223	0.49	0.39	3058	V52
6.5	212	0.44	0.73	3069	V53
7	230	0.41	0.21	3051	V54
8	264	0.49	0.4	3017	V55
7.8	257	0.5	0.43	3024	V56
8.5	279	0.5	0.44	3002	V57
7.8	256	0.4	0.2	3025	V58
7.1	233	0.47	0.34	3048	V59
8.1	266	0.49	0.4	3015	V60
6.6	217	0.46	0.69	3064	V61
6.6	218	0.44	0.27	3063	V62
10.1	332	0.44	0.26	2949	V63
6.6	217	0.47	0.66	3064	V64
7.1	234	0.47	0.33	3047	V65
10.4	341	0.5	0.44	2940	V66
7.6	248	0.5	0.46	3033	V67
8.8	289	0.46	0.31	2992	V68
7.4	244	0.46	0.31	3037	V69
7.2	236	0.39	0.19	3045	V70
7	231	0.49	0.39	3050	V71
7.2	237	0.48	0.36	3044	V72
7.8	257	0.5	0.48	3024	V73
7	231	0.46	0.31	3050	V74
6.2	202	0.46	0.69	3079	V75
6.7	220	0.49	0.59	3061	V76
7.5	245	0.4	0.2	3036	V77
7.9	259	0.46	0.31	3022	V78
10.6	348	0.45	0.27	2933	V79
6.9	227	0.49	0.41	3054	V80
6	197	0.49	0.61	3084	V81

V82	3079	0.62	0.48	202	6.2
V83	3067	0.62	0.49	214	6.5
V84	3043	0.54	0.5	238	7.3
V85	3047	0.52	0.5	234	7.1
V86	3092	0.67	0.47	189	5.8
V87	3103	0.73	0.44	178	5.4
V88	3090	0.48	0.5	191	5.8
V89	3109	0.68	0.47	172	5.2
V90	3084	0.45	0.5	197	6

يبين الجدول رقم (٢٣) أنَّ أعلى نسبة فقد كانت القيمة (١٠.٦%) للمتغير (V79)، بينما كانت أقل قيمة القيمة (1.3%) للمتغير (V1)، وبعد فحص البيانات نجد أنَّ جميع المفردات يوجد بها فقد وبنسب مختلفة، وهو ما يؤكد أنَّ الفقد عشوائي بالكامل.

ثانيًا: التّحقق من افتراضات نظرية الاستجابة للمفردة:

أُحادية البعد:

للتحقق من هذا الافتراض في الدِّراسة الحالية تمَّ استخدام التَّحليل العاملي الاستكشافي وبطريقة المكونات الرّئيسة والتدوير المتعامد، وذلك من خلال برنامج الحزم الإحصائية في العلوم الاجتماعية spss، ومع أنَّ الاختبار في بنائه النظري يفترض وجود أربعة محاور، إلَّا أنَّه أيضًا ينطلق من افتراض رئيس، وهو أنَّ هناك عاملًا عامًا واحدًا يقيس القدرة العامة، وهو هدف الاختبار الرّئيس، ولذلك تمَّ البدء بالتَّحليل العاملي الاستكشافي، وهو ما نتجت عنه البيانات التالية:

أولًا: الصّورة الابتدائية المستوى الثاني لاختبار أوتيس لينون:

جدول (24) كفاية العينة:

اختبار بارتلت و(ك إم أو) KMO and Bartlett's		
قيمة اختبار كاسر ماير وأولكن لكفاية العينة Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy.		.971
اختبار بارتلت للكروية Bartlett's Test of Sphericity	Approx. Chi-Square	37539.173
	df	4005
	Sig.	.000

يتضح من الجدول رقم (٢٤) أنَّ قيمة اختبار Olkin بلغت القيمة (٠.٩٧)، وهي قيمة قريبة من الواحد، وبالتالي، يعطينا مؤشرًا ممتازًا على كفاية العينة وفق محكات كايزر، حيث يعد أنَّ قيم المؤشر التي تتراوح بين (٠.٥ – ٠.٧ لا بأس بها) ومن (٠.٧ – ٠.٨ جيدة) والقيم (٠.٨ – ٠.٩ جيدة جدا)،

بينما القيم التي تتجاوز (٠.٩) تعد ممتازة (تيغزة، ٢٠١٢). كما يظهر اختبار (Bartlett's) للكروية الذي بلغت قيمة مربع كاي لهذا الاختبار القمة (٣٧٥٣٩.١٧) وهي قيمة دالة إحصائيًّا عند مستوى (٠.٠٥)، حيث بلغت قيمة الدلالة الإحصائية القيمة (٠.٠٠٠)، مما يعني أنَّ مصفوفة الارتباط تختلف عن مصفوفة الوحدة، وهذا مؤشر جيد لاستكمال التَّحليل العاملي.

جدول (٢٠) الشيوع:

المفردات ذات القيم العليا			المفردات ذات القيم الدنيا		
المتغيرات العليا	الأولية Initial	المستخلصة Extraction	المتغيرات الدنيا	الأولية Initial	المستخلصة Extraction
V55	1.000	0.76	V27	1.000	0.45
V65	1.000	0.69	V19	1.000	0.45
V1	1.000	0.68	V82	1.000	0.45
V68	1.000	0.67	V80	1.000	0.44
V89	1.000	0.64	V67	1.000	0.43
V40	1.000	0.63	V23	1.000	0.43
V66	1.000	0.63	V64	1.000	0.42
V84	1.000	0.61	V58	1.000	0.41
V43	1.000	0.61	V51	1.000	0.4
V11	1.000	0.6	V18	1.000	0.38

يتضح من الجدول رقم (٢٥) الذي يمثل عينة من المفردات الأعلى في قيم الشيوع، وهي المفردات (v55–v11)، والمفردات الأقل في هذا المؤشر وهي (v18–v27) أنَّ هناك إسهامات جيدة لمعظم المفردات، وكانت أقل قيمة لهذا المؤشر القيمة (0.38) للمفردة (18)، بينما كانت أعلى قيمة (0.76) للمفردة (55).

جدول (21) الجذور الكامنة للصورة الابتدائي:

التباين الكلي Total Variance Explained						
قيم الجذور المستخلصة Extraction Sums of Squared Loadings			قيم الجذور الأولية Initial Eigenvalues			العوامل Component
Cumulative %	% of Variance	Total	Cumulative %	% of Variance	Total	
23.9	23.9	21.51	23.9	23.9	21.51	1
27.15	3.26	2.93	27.15	3.26	2.93	2
29.03	1.88	1.69	29.03	1.88	1.69	3
30.84	1.82	1.63	30.84	1.82	1.63	4
32.41	1.57	1.41	32.41	1.57	1.41	5
33.94	1.53	1.37	33.94	1.53	1.37	6

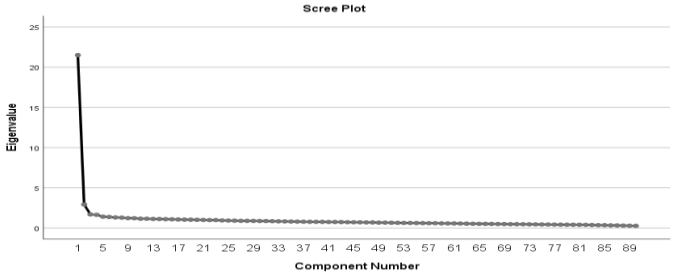
التباين الكلي Total Variance Explained						
قيم الجذور المستخلصة Extraction Sums of Squared Loadings			قيم الجذور الأولية Initial Eigenvalues			العوامل Component
Cumulative %	% of Variance	Total	Cumulative %	% of Variance	Total	
35.4	1.46	1.31	35.4	1.46	1.31	7
36.83	1.43	1.29	36.83	1.43	1.29	8
38.19	1.36	1.22	38.19	1.36	1.22	9
39.54	1.35	1.22	39.54	1.35	1.22	10
40.83	1.29	1.16	40.83	1.29	1.16	11
42.11	1.28	1.15	42.11	1.28	1.15	12
43.36	1.25	1.13	43.36	1.25	1.13	13
44.61	1.25	1.12	44.61	1.25	1.12	14
45.83	1.22	1.1	45.83	1.22	1.1	15
47.03	1.2	1.08	47.03	1.2	1.08	16
48.21	1.18	1.06	48.21	1.18	1.06	17
49.37	1.16	1.04	49.37	1.16	1.04	18
50.52	1.15	1.04	50.52	1.15	1.04	19
51.65	1.13	1.02	51.65	1.13	1.02	20
52.77	1.11	1	52.77	1.11	1	21

يظهر الجدول رقم (٢٦) أنَّ العامل الأول يفسر ما نسبته (٢٣.٩%) من التباين الكلي، وهي قيمة تزيد (٧) أضعافٍ عما يفسره العامل الثاني، مما يدل على أنَّ هناك عاملًا رئيسًا يسهم بقدرٍ كبير من التباين، ووفق محك كايزر، فإنَّ لدينا (٢١) معاملًا تجاوز الجذر الكامن لهذه القيمة (١)، ولكن بالرجوع إلى العديد من الدّراسات حول هذا المحك ووفق ستيفنز (Stwvens,2002)، فإنَّ محك كايزر يكون جيدًا عندما يكون عدد متغيرات المقياس أقل من (٣٠)، وتكون قيم الشيوع أكبر من (٠.٧٠)، بينما يقوم هذا المحك بتضخيم النتائج عندما يكون عدد المتغيرات أكثر من (٤٠) متغيرًا، وقيم الشيوع تقترب من القيمة (٠.٤٠)، وبالنظر إلى الدِّراسة الحالية، فإنَّ عدد مفردات الاختبار كانت (٨٠) مفردة، بينما كان متوسط الشيوع (٠.٥٣)، وبالتالي، فإنَّ استخلاص العوامل وفق هذا المحك غير دقيق.

ويشير لورد (lord,1980) إلى أنَّه إذا كانت نسبة الجذر الكامن للعامل الأول كبيرةً مقارنة بالعامل الثاني، ولم يكن الجذر الثاني أكبر بقدرٍ كبير من أي جذور أخرى؛ فإنَّ هذا يعد مؤشرًا على أحادية البعد.

وتظهر من الجدول رقم (٢٦) أنَّ نسبة العامل الأول إلى الثاني بلغت القيمة (٧.٣)، وهي قيمة عالية، بينما نجد أنَّ نسبة العامل الثاني إلى العامل الثالث بلغت القيمة (١.٧)، كما يضيف ريكاس

(Reckase,1979) أنَّ على العامل الأول أن يفسر ما لا يقل عن ٢٠% من التباين الكلي للاختبار الذي يزيد عن (٥٠) مفردة، وذلك للقول بأنَّ هناك عاملًا واحدًا مؤثرًا وذا نتائج مستقرة في الاختبار، ويُظهر الجدول السابق أنَّ العامل الأول يفسر ما نسبته (٢٣.٩%) من التباين الكلي.



الشكل(4) منحنى انحدار العوامل لكاتل للصورة الابتدائية المستوى الثاني

كما يتضح من الشَّكل رقم (١٤) أنَّ هناك عاملًا رئيسًا منفردًا بتأثيره عن بقية العوامل الأخرى؛ مما يدل على أنَّ الاختبار يتمتع بأحادية البعد.

ثانيًا: الصّورة المتوسطة لاختبار أوتيس لينون:

جدول (٢٢) كفاية العينة:

اختبار بارتلت و(ك إم أو) KMO and Bartlett's		
.973	قيمة اختبار كاسر ماير وأولكن لكفاية العينة Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy.	
45355.05	Approx. Chi-Square	اختبار بارتلت للكروية Bartlett's Test of Sphericity
4005	df	
.000	Sig.	

يتضح من الجدول رقم (٢٧) أنَّ قيمة اختبار Olkin بلغت القيمة (٠.٩٧)، وهي قيمة قريبة من الواحد؛ وبالتالي، يعطينا مؤشرًا ممتازًا على كفاية العينة وفق محكات كايزر، حيث يعد أن قيم المؤشر التي تتراوح بين (٠.٥ – ٠.٧) لا بأس بها، ومن (٠.٧ – ٠.٨) جيدة، والقيم (٠.٨ – ٠.٩) جيدة جدًا، بينما تعد القيم التي تتعدى ٠.٩ ممتازة (تيغزة، ٢٠١٢)، كما يبين اختبار Bartlett's للكروية الذي بلغت قيمة مربع كاي لهذا الاختبار القمة (٤٥٣٥٥.٠٥)، وهي قيمة دالة إحصائيًّا، حيث بلغت قيمة الدلالة الإحصائية القيمة (٠.٠٠٠)، مما يعني أنَّ مصفوفة الارتباط تختلف عن مصفوفة الوحدة، وهذا مؤشر جيد لاستكمال التَّحليل العاملي.

جدول (٢٣) الشيوع:

المفردات ذات القيم العليا			المفردات ذات القيم الدنيا		
المتغيرات	الأولية	المستخلصة	المتغيرات الدنيا	الأولية	المستخلصة

Extraction	Initial		Extraction	Initial	العليا
0.35	1.000	v78	0.73	1.000	v34
0.39	1.000	v33	0.7	1.000	v46
0.39	1.000	v24	0.68	1.000	v82
0.4	1.000	v15	0.68	1.000	v75
0.41	1.000	v56	0.68	1.000	v89
0.41	1.000	v76	0.66	1.000	v87
0.41	1.000	v11	0.66	1.000	v58
0.42	1.000	v21	0.64	1.000	v7
0.42	1.000	v3	0.62	1.000	v53
0.42	1.000	v48	0.61	1.000	v64

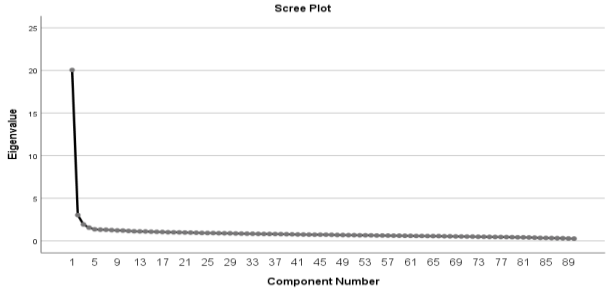
يتضح من الجدول رقم (٢٨) الذي يمثل عينة من المفردات الأعلى (v34–v64) والأقل (v78–v48) أنَّ هناك إسهامات جيدة لمعظم المفردات، وكانت أقل قيمة لهذا المؤشر القيمة (٠.٣٥) للمفردة (٧٨)، بينما كانت أعلى قيمة (٠.٧٣) للمفردة (٣٤).

جدول (٢٤) الجذور الكامنة للصورة المتوسطة:

التباين الكلي Total Variance Explained						
قيم الجذور المستخلصة Extraction Sums of Squared Loadings			قيم الجذور الأولية Initial Eigenvalues			العوامل Component
Cumulative %	% of Variance	Total	Cumulative %	% of Variance	Total	
22.281	22.281	20.053	22.281	22.281	20.053	1
25.659	3.377	3.039	25.659	3.377	3.039	2
27.814	2.156	1.940	27.814	2.156	1.940	3
29.550	1.736	1.562	29.550	1.736	1.562	4
31.067	1.517	1.365	31.067	1.517	1.365	5
32.538	1.471	1.324	32.538	1.471	1.324	6
33.996	1.458	1.312	33.996	1.458	1.312	7
35.410	1.414	1.273	35.410	1.414	1.273	8
36.779	1.370	1.233	36.779	1.370	1.233	9
38.133	1.353	1.218	38.133	1.353	1.218	10
39.432	1.299	1.169	39.432	1.299	1.169	11
40.693	1.261	1.135	40.693	1.261	1.135	12
41.935	1.242	1.118	41.935	1.242	1.118	13
43.169	1.234	1.111	43.169	1.234	1.111	14
44.373	1.203	1.083	44.373	1.203	1.083	15
45.555	1.182	1.064	45.555	1.182	1.064	16

46.719	1.164	1.048	46.719	1.164	1.048	17
47.852	1.134	1.020	47.852	1.134	1.020	18
48.979	1.126	1.014	48.979	1.126	1.014	19
50.097	1.118	1.006	50.097	1.118	1.006	20

يشير الجدول رقم (٢٩) جدول الجذور الكامنة إلى أنَّ العامل الأول يفسر ما نسبته (٢٢%) من التباين الكلي، وهي قيمة تزيد تقريبًا (٧) أضعاف عما يفسره العامل الثاني، مما يدل على أنَّ هناك عاملًا رئيسًا يسهم بقدرٍ كبير من التباين، ووفق محك كايزر، فإنَّ لدينا (٢١) عاملًا تجاوز الجذر الكامن لهذه القيمة (١). وتظهر النتائج أنَّ عدد مفردات الاختبار كانت (٨٠) مفردة، بينما كان متوسط الشيوع (٠.٥٠)، وبالتالي، فإنَّ استخلاص العوامل وفق هذا المحك غير دقيق وفق ستيفنز (Stwvens,2002)، ويُلاحظ أنَّ نسبة العامل الأول إلى الثاني بلغت القيمة (٦.٥٩)، وهي قيمة عالية، بينما نجد أنَّ نسبة العامل الثاني إلى العامل الثالث بلغت القيمة (١.٥٦)، كما يظهر الجدول السابق أنَّ العامل الأول يفسر ما نسبته (٢٢%) من التباين الكلي، وهذا يعدُّ جيدًا وفق (Reckase,1979).



الشَّكل (٥) انحدار العوامل لكاتل للصورة المتوسطة

كما يوضح الشَّكل رقم (١٥) الذي يعبر عن اختبار منحنى المنحدر لكاتل أن هناك عاملًا رئيسًا منفردًا بتأثيره عن بقية العوامل، ويشير (Gessaroli & De Champlain,2005) إلى أنه إذا كان الانحدار شديدًا بين قيمة الجذر الكامن للعامل الأول على العامل الثاني، بينما يقل هذا الانحدار بين بقية العوامل؛ فإن هذا يعد مؤشرًا على أحادية البعد.

ومما سبق يتضح لنا أنَّ صورتي الاختبار تحققان شرط أحادية البعد الذي يعد أحد اشتراطات تحليل البيانات وفق نظرية الاستجابة للمفردة.

الاستقلال الموضعي:

وتمَّ في هذه الدِّراسة الاعتماد على محك Q3 في الكشف عن تحقق افتراض الاستقلال الموضعي، وذلك من خلال برنامج الإكسل كما في الجدول (٣٠)، وذلك للصورة الابتدائية المستوى الثاني.

جدول (25) قيم Q3 العليا للصورة الابتدائية:

pri q3MI	pri q3 irt	pri q3 EM
0.34	0.31	0.32
0.28	0.28	0.32
0.27	0.25	0.3
0.23	0.23	0.25
0.19	0.21	0.25
0.19	0.2	0.23
0.18	0.19	0.23
0.18	0.18	0.22
0.17	0.17	0.21
0.17	0.17	0.2
0.17	0.17	0.2
0.16	0.17	0.2
0.16	0.16	0.19
0.16	0.16	0.19

يُلاحظ من الجدول رقم (٣٠) الذي يحوي عينة من القيم لمعامل (Q3) مرتبة تنازليًا من القيم الأعلى للقيم الأدنى أن أعلى قيمة كانت لطريقة التّعويض المتعدد (MI)، حيث بلغت القيمة (0.34)، وذلك بين المفردة (٦٥) والمفردة (٦٩)، بينما نجد باقي الارتباطات تقل عن هذه القيمة، وتعد هذه القيم قيمًا ضعيفة، وتقل عن القيمة (٠.٥)، مما يدل على تحقق افتراض الاستقلال الموضعي بين المفردات.

وفي الصّورة المتوسطة تمَّ أيضًا الاعتماد على محك (Q3) كما في الجدول رقم (٣١):

جدول (٢٦) قيم Q3 العليا للصورة المتوسطة:

int mi q3	int irt q3	int em q3
0.24	0.23	0.23
0.23	0.22	0.22
0.21	0.22	0.22
0.21	0.22	0.21
0.21	0.21	0.21
0.19	0.2	0.2
0.19	0.19	0.19
0.19	0.18	0.18
0.17	0.18	0.18
0.16	0.16	0.16
0.16	0.15	0.16
0.16	0.15	0.16
0.16	0.15	0.15
0.15	0.15	0.15

يشير الجدول رقم (٣١) الذي يحوي عينة من القيم لمعامل (Q3) مرتبة تنازليًا من القيم الأعلى للقيم الأدنى أن أعلى قيمة كانت لطريقة التّعويض المتعدد (MI)، حيث بلغت القيمة (0.24)، وذلك بين المفردة (٩٠) والمفردة (٧٥)، بينما نجد باقي الارتباطات تقل عن هذه القيمة، وتعد هذه القيم قيمًا ضعيفة، وتقل عن القيمة (٠.٥)، مما يدل على تحقق افتراض الاستقلال الموضعي بين المفردات.

التحرر من السرعة:

للتحقق من هذا الافتراض تمَّ حساب الزمن المحدد للاختبار الذي يمكن جميع الطّلاب من الإجابة على جميع أسئلة الاختبار، كما تمَّ تطبيق صورتي الاختبار على عينة استطلاعية، وتمَّ حساب الزمن المناسب للاختبار، وذلك بتسجيل الوقت الذي انقضى من زمن الإجابة عند انتهاء ٦٠% من الطلبة المختبرين على كل صورة من صور الاختبار (الشافعي، ٢٠١٤).

وكان الزمن في الصّورة الابتدائية عند التطبيق لـ ٦٠% من المختبرين بلغ (٥٢) دقيقة، وتمثل ما نسبته (٦٥%) من الدقيقة للسؤال، أي: إن متوسط كل سؤال قد يستغرق (٣٩) ثانية، وبإضافة (١٠) مفردات للجذع المشترك، يصبح لدينا (٦.٥) دقيقة، وهذا يعني أنَّ الزمن المناسب للاختبار هو (٥٨.٥) دقيقة، ومع ذلك وحفاظًا لضمان عدم انتهاك هذا الشرط، فقد تمَّ احتساب الوقت المناسب للاختبار بـ (٦٥) دقيقة للصورة الابتدائية، وهذا يعني أنَّ أي مفردة يتم تركها بعد ذلك لا يعود السبب فيها إلى أنَّ زمن الاختبار غير كافٍ، وإنَّما يعود إلى أنَّ قدرته تحول دون الإجابة عنها.

وفي الصّورة المتوسطة عند التطبيق على العينة الاستطلاعية كان الزمن لـ ٦٠% من المختبرين بلغ (٥٧) دقيقة، وتمثل ما نسبته (٧١%) من الدقيقة، أي: إنَّ متوسط كل سؤال قد يستغرق (٤٢) ثانية، وبإضافة (١٠) مفردات للجذع المشترك تصبح لدينا (٧) دقائق، وهذا يعني أنَّ الزمن المناسب للاختبار هو (٦٤) دقيقة، ومع ذلك وحفاظًا لضمان عدم انتهاك هذا الشرط، فقط تمَّ احتساب الوقت المناسب للاختبار بـ (٧٠) دقيقة للصورة المتوسطة، وهذا يعني أنَّ أي مفردة يتم تركها بعد ذلك لا يعود السبب فيها إلى أن زمن الاختبار غير كافٍ، وإنَّما يعود إلى أنَّ قدرته تحول دون الإجابة عنها.

مطابقة البيانات للنموذج:

تمَّ الاعتماد على برنامج (Xcalibre) في الكشف عن مطابقة المفردات للنموذج، ويعتمد برنامج (Xcalibre) على مؤشري البواقي ومربع كاي للكشف عن المطابقة، وبعد مراجعة النتائج اتضح أنَّ لدينا عددًا من المفردات لا تتطابق مع النَّموذج كما هو موضح في الجدول رقم (٣٢):

جدول (٢٧) المفردات غير المطابقة للنموذج

طرق المعالجة والتَّقدير		المفردات														
EMPR	EAP	1	15	16	43	49	60	72	74	75	79	80				
EMPR	MAP	1	15	16	43	49	60	72	74	75	79	80				
EMPR	MLE	1	15	16	36	43	49	60	63	72	74	75	79	80		
EMPR	WML	1	15	16	43	49	60	72	74	75	79	80				
IRTP	EAP	1	10	15	16	43	48	49	60	63	74	75	79	80		
IRTP	MAP	1	15	16	43	48	49	60	63	74	75	79	80			
IRTP	MLE	1	10	15	16	36	43	48	49	60	63	72	74	75	79	80
IRTP	WML	1	10	15	16	43	48	49	60	63	74	75	79	80		
MIPR	EAP	1	15	16	43	48	60	65	74	75	79	80				
MIPR	MAP	1	15	43	60	74	79	80								
MIPR	MLE	1	12	15	16	43	48	60	74	75	79	80				
MIPR	WML	1	15	16	43	48	60	74	75	79	80					

ونظرًا لأنَّ دالة المعلومات تتأثر بعدد المفردات، وبالتالي، فإنَّ هذا يؤثر في الخطأ المعياري؛ كونه معكوس دالة المعلومات، فقد تمَّ حذف المفردات غير المطابقة والمشتركة بين جميع طرق المعالجة، وبالتالي، وقع الحذف على المفردات التالية: (١، ١٥، ٤٣، ٦٠، ٧٤، ٧٩، ٨٠).

كما تمَّ فحص بيانات الأفراد، وتمَّ استبعاد عدد (٢٦٧) حالة من الصّورة المتوسطة تمثل نسبة قدرها (٠.٠٨%)، كما تمَّ استبعاد عدد (٢٠٢) حالة من الصّورة الابتدائية تمثل ما نسبته (٠.٠٧%) من العينة.

وللتأكد من مطابقة البيانات للنموذج ووفق أيالا (٢٠١٧)، فقد تمَّ استطلاع درجة العلاقة الخطية بين تقديرات معالم المفردات من خلال التَّدريج المنفصل في العينات الفرعية، وذلك من خلال تشكيل عينتين فرعيتين عشوائيًا لكل طريقة تعويض عن القيم المفقودة مع كل طريقة تقدير، ومن ثم إيجاد معامل الارتباط بين تقديرات مواقع المفردات بين كل عينتين فرعيتين بحيث إذا حصلنا على ارتباطات عالية، فهذا يدل على وجود علاقة خطية مرتفعة في التَّقديرات، وهذا لا يعني فقط مجرد تدعيم شرط اللاتغاير، وإنما أيضًا يدعم فكرة مطابقة البيانات للنموذج، ويوضح الجدول (٣٣) معاملات الارتباط بين المجموعات الفرعية:

جدول (٢٨) جدول ارتباطات المجموعات الفرعية:

IRT	MI	EM	
G1/G2	G1/G2	G1/G2	
0.99	0.99	0.99	EAP
0.99	0.99	0.99	MAP
0.99	0.99	0.99	MLE
0.99	0.99	0.99	WML

يتضح من جدول (٣٣) أنَّ معاملات الارتباط بين المجموعات الفرعية كانت جميعها تزيد عن (٠.٩٩)، مما يشير إلى مطابقة جيدة بين البيانات والنَّموذج.

إجراءات المعادلة:

١-التّعويض عن القيم المفقودة:

في طريقة EM تمَّ استخدام برنامج الحزم الإحصائية SPSS، فمن خيار analyze ومن القائمة المنسدلة نذهب إلى خيار Missing Value analyses

ولطريقة MI تمَّ أيضًا استخدام برنامج الحزم الإحصائية SPSSفمن خيار analyze ومن القائمة المنسدلة نذهب إلى خيار Multiple Imputation ومن القائمة المنسدلة نذهب لخيار Impute missing data values

ومن المربع الحواري نقوم بإعطاء اسم جديد لهذه البيانات، حتى تتحرر لنا أيقونة الموافقة، ومن ثم نضغط على الموافقة لإجراء عملية المعالجة.

أمَّا في طريقة IRT، فقد تمَّ بدايةً تقدير المعالم وقدرة الأفراد من خلال برنامج (Xcalibre) لصورتي الاختبار، وبعد ذلك تمَّ الانتقال لبرنامج الإكسل للتعويض عن القيم المفقودة وفق نظرية الاستجابة للمفردة، حيث تمَّ تحديد الفراغات من خلال الضغط على مفتاح (CTR+G)، ومن ثم نقوم بالضغط على الخيار (خاص)

ومن المربع الحواري التالي نحدد الخيار (الفراغات) ومن الخلية الأولى في الفراغات تمَّ التّعويض عن القيمة المفقودة، وذلك من خلال معادلة النَّموذج الثنائي (معادلة رقم٢) مع تثبيت الخلايا وبعد كتابة المعادلة تم تعميم المعادلة على جميع الخلايا من خلال الضغط على مفتاحي (CTR+ENTER)، وكون القيم التي ظهرت ليست قيمًا ثنائية، فقد تمَّ تحويل القيم بناء على التقريب، فمن حصل على (٠.٥) يتم تقريبها للقيمة (١) ومن هو أقل من (٠.٥) يتم حسابها ب(صفر)، ولعمل هذه الطّريقة تمَّ الانتقال إلى برنامج الحزم الإحصائية spss، ومن خيار Transform ومن القائمة المنسدلة نختار Recode into same variables ، بعد ذلك يظهر لنا مربع حواري نقوم من خلاله بنقل المتغيرات، ثم نقوم بالتقسم وفق المدى المحدد، وبهذه الطّريقة تم التّعويض بقيم ثنائية.

وتمَّت هذه الإجراءات على صورتي الاختبار، وبالتالي، تكوّن لدينا عدد (٦) ملفات تمّت معالجتها بالطّرق السابقة في كلتي الصورتين.

٢-تقدير القدرة:

تمَّ تقدير القدرة للصور المعالجة السابقة باستخدام برنامج Xcalibre، وذلك بأربع طرق، وهي طرق التَّقدير في البرنامج وبالتسلسل التالي: طريقة التوقع البعدي (EAP)، وهي الطّريقة الافتراضية في

البرنامج، ثم الطّريقة البييزية (MAP)، ثم طريقة الأرجحية العظمى (MLE)، وأخيرًا تمَّ التَّقدير بطريقة الأرجحية العظمى الموزونة (WML)، وعلى هذا، فقد نتج لنا عدد (٢٤) ملفًّا سيتم استخدامها في معادلة القدرات.

٣-معادلة القدرات:

ولمعادلة القدرات في صورتي الاختبار فقد تمَّ استخدام المعادلة الموجودة في رايت وماسترز (Wright & Masters, 1982)، وهي كالتالي، المعادلة رقم (١٦):

$$b' = (s'/s)\, b + [m' - (s'/s)\, m]$$

حيث b' هي قدرة الأفراد المعادلة من النَّموذج الأول (صورة اختبار أوتيس لينون الابتدائي المستوى الثاني) للنموذج الثاني (صورة اختبار أوتيس لينون المتوسط)، وتمثل s و s' عينة الانحرافات المعيارية المعدلة لخطأ القياس، وتعبر b عن قدرة الفرد في صورة النَّموذج الأول، بينما تعبر m' عن متوسط قدرات الأفراد على النَّموذج الثاني، وتعبر m عن متوسط قدرات الأفراد في النَّموذج الأول.

ويمكن توضيح المعادلة السابقة بحيث تصبح كالتالي، المعادلة رقم (١٧):

$$\theta_{eq} = \frac{\partial y}{\partial A} * x + (meen(y) - \frac{\partial y}{\partial A} * meen(A) * (A))$$

حيث ∂y = الانحراف المعياري للجذع المشترك على الصّورة المتوسطة.

∂A = الانحراف المعياري للجذع المشترك على الصّورة الابتدائية المستوى الثاني.

x = قدرة الفرد على الصّورة الابتدائية المستوى الثاني.

$(meen(y)$ = متوسط القدرات على الصّورة المتوسطة.

$meen(A)$ = متوسط القدرات على الصّورة الابتدائية المستوى الثاني.

كما يمكن استخدام الانحرافات المعيارية المصححة من أثر الخطأ من خلال المعادلة التالية، المعادلة رقم (١٨):

$$\theta_{eq} = \sqrt{\sigma_p^2 - MSE_p}$$

حيثMSE_p يعبر متوسط مربعات الأخطاء المعيارية في قياس قدرات الأفراد (Measurement Square Mean Error) ويحسب من المعادلة التالية، المعادلة رقم (١٩):

$$MSE_p = \frac{\sum_{n=1}^{N} s_n^2}{N}$$

حيث s_n^2 يعبر عن الخطأ المعياري في تقدير قدرات الأفراد، وبالتالي، تمَّت معادلة القدرات من الصّورة الأولى الابتدائية بالصّورة الثانية المتوسطة، "بحيث تمت معادلة كل طريقة تقدير للقدرة بنظيرتها على الصّورة الأخرى وفق كل طريقة معالجة، وظهر لنا عدد (١٢) ملفًّا تعبر عن قدرات معادلة.

جدول (٣٤)

EYP/IRT/A	EYP/IRT/Y	WEG/EM/A	WEG/EM/Y	MYX/EM/A	MYX/EM/Y	MYP/EM/A	MYP/EM/Y
-1.261886285	−1.253	−0.933026649	−0.9834	−0.958680592	−0.9756	−0.980955684	−0.9934
2.12512865	2.1411	1.956798402	2.0751	2.015835288	2.1011	1.857517902	1.8894
-0.298800898	−0.2879	−0.288922109	−0.3017	−0.306968967	−0.3015	−0.290635914	−0.2923
0.040589156	0.0522	0.028925577	0.0347	0.014584639	0.0311	0.046991598	0.0506
0.361817201	0.3741	0.334490208	0.3581	0.324826829	0.352	0.367486656	0.3761
-1.237437428	−1.2285	−1.117839394	−1.179	−1.147300882	−1.1707	−1.178963537	−1.1945
-1.423747699	−1.4152	−1.33713918	−1.4111	−1.372659107	−1.4038	−1.411433224	−1.4306
0.132297318	0.1441	0.113489691	0.1242	0.100242034	0.1197	0.136198517	0.1412
-1.42304916	−1.4145	−1.287629017	−1.3587	−1.321612714	−1.351	−1.35924816	−1.3776
-0.182144922	−0.171	−0.184421651	−0.1911	−0.201395745	−0.1923	−0.179373421	−0.1793
1.205352667	1.2194	1.170682841	1.2431	1.18439782	1.2411	1.198804558	1.2204

جدول (٢٩) استكمال القدرة المعادلة من الصّورة الابتدائية للصورة المتوسطة:

Y	MYX/MI/A	MYX/MI/Y	MYP/MI/A	MYP/MI/Y	EYP/MI/A	EYP/MI/Y	WEG/IRT/A	WEG/IRT/Y	MYX
	−0.983329834	−1.0008	−1.009239321	−1.016	−1.029071284	−1.0124	−1.173960513	−1.2403	−1.20
	1.874068619	1.9784	1.784362427	1.7994	1.815105376	1.8139	2.275278661	2.4166	2.34
3	−0.314250497	−0.3032	−0.289554961	−0.2907	−0.302504554	−0.2904	−0.284792702	−0.2976	−0.30
	0.000531381	0.025	0.045629621	0.0471	0.035721316	0.0457	0.032127193	0.0384	0.01
	0.314641878	0.3525	0.374166077	0.3782	0.368311765	0.3762	0.334521592	0.359	0.31
4	−1.178030387	−1.2038	−1.216720363	−1.2251	−1.239997027	−1.222	−1.151512021	−1.2165	−1.17
5	−1.375704199	−1.4099	−1.423903727	−1.4339	−1.451929096	−1.4326	−1.323365606	−1.3987	−1.35
	0.130683425	0.1607	0.182759606	0.1853	0.174392916	0.1835	0.118053986	0.1295	0.10
4	−1.28478	−1.3151	−1.329143137	−1.3384	−1.354818722	−1.3361	−1.322705357	−1.398	−1.35
	−0.220640773	−0.2056	−0.189336954	−0.1897	−0.201469513	−0.19	−0.176040131	−0.1823	−0.19
	1.223308398	1.2999	1.256779117	1.2677	1.269777799	1.272	1.162852103	1.2372	1.16

جدول (٣٠) القدرة المعادلة من الصّورة الابتدائية للصورة المتوسطة:

جدول (٣١) استكمال القدرة المعادلة من الصّورة الابتدائية للصورة المتوسطة:

وتلخص الجداول (٣٤–٣٥) عينة من القدرات المعادلة من الصّورة الابتدائية بما يناظرها على الصّورة المتوسطة.

نتائج الدِّراسة ومناقشتها:

أولًا: الإجابة عن السّؤال الأول:

"ما أثر طرق معالجة القيم المفقودة على الأخطاء المعيارية في معادلة الاختبار وفق نظرية الاستجابة للمفردة؟"

وللإجابة عن هذا السّؤال تمَّ القيام بحساب الخطأ المعياري في التَّقدير للقدرات المعادلة، وذلك من خلال عمل ربط للمعالم باستخدام معلم الصعوبة والتمييز وفق النَّموذج الثنائي، وذلك لطريقة التَّقدير الافتراضية بالبرنامج، وذلك بالاعتماد على المعادلة الخطية التي أوردها (أيالا، ٢٠١٧)، المعادلة رقم (٢٠):

$$\xi^* = \zeta(\xi) + k$$

حيث تعبر كل من (ζ) و(k) عن معاملي تحويل المقاييس، بينما (ξ) يمثل تقدير المعلم في المقياس غير المحول، بينما يمثل (ξ^*) تقدير المعلم في المقياس المحول.

ويمكن حساب (ζ) من خلال المعادلة التالية، المعادلة رقم (٢١):

$$\zeta = s_\sigma^*/S_\sigma$$

حيث (s_σ^*) يعبر عن الانحراف المعياري لتقديرات معالم مفردات الجذع المشترك على المقياس المستهدف، بينما (S_σ) تعبر عن الانحراف المعياري لتقديرات معالم مفردات الجذع المشترك على المقياس الابتدائي.

كما يمكن حساب (k) من خلال المعادلة التالية، المعادلة رقم (٢٢):

$$K = \sigma_j - \zeta\sigma_j$$

حيث $(\bar{\sigma}_j^*)$ عبارة عن متوسط تقديرات معالم المفردات على المقياس المستهدف، بينما $(\bar{\sigma}_j)$ تعبر عن متوسط تقديرات معالم المفردات على المقياس الابتدائي.

ومن ثمَّ وبعد القيام بالإجراءات السابقة ظهر لنا عدد (٣) ملفات تعبر عن قيم معالم جديدة معادلة من الصّورة الابتدائي المستوى الثاني بالصّورة المتوسطة.

وتمَّ بعد ذلك حساب احتمالية الاستجابة على المفردات وفق قيم المعالم المعادلة عند كل مستوى من مستويات القدرة (٤ إلى –٤)، وذلك باستخدام معادلة النَّموذج الثنائي "المعادلة رقم (٢)"، وظهرت لنا قيم تعبر عن احتمالية الاستجابة للمفردات المعادلة عن كل مستوى من مستويات القدرة.

ومن ثم تمَّ حساب دالة المعلومات عند كل مستوى من مستويات القدرة بناء على احتمالية الاستجابة للمعالم المعادلة، وذلك باستخدام المعادلة التالية (أيالا، ٢٠١٧)، المعادلة رقم (٢٣):

$$I_j(\theta) = a_j^2 P_i(1 - p_j)$$

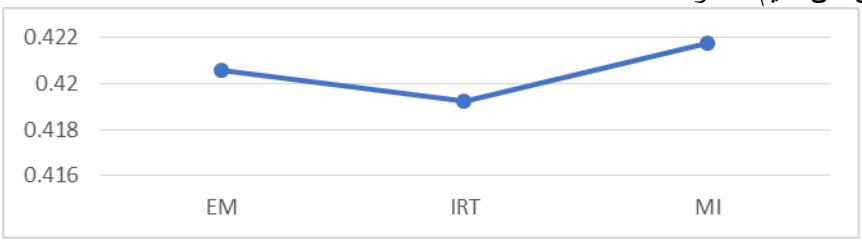
حيث $I_j(\theta)$ تعبر عن دالة معلومات المفردة، بينما (a_j^2) يعبر عن ميل المفردة الذي يعبر عن معلم تمييز المفردة في نظرية الاستجابة للمفردة، بينما (P_i) يعبر عن احتمالية الاستجابة على المفردة، بعد ذلك تمَّ إيجاد المجموع لدالة المعلومات عند كل مستوى من مستويات القدرة.

ولإيجاد الخطأ المعياري تمَّ إيجاد معكوس دالة المعلومات للمفردة عند كل مستوى من مستويات القدرة من خلال المعادلة التالية (أيالا، ٢٠١٧)، المعادلة رقم (٢٤):

$$\sigma_\varepsilon^2\left(\hat{\theta}|\theta\right) = \frac{1}{\sqrt{\sum_j^L a_j^2 P_i\left(1-p_j\right)}}$$

وبالتالي، ظهر عمود يعبر عن الخطأ المعياري للتقدير عند كل مستوى من مستويات القدرة وفق قيم المعالم المعادلة من صورتي الاختبارين، وبالتالي، ظهرت لنا (٣) ملفات تعبر عن الخطأ المعياري في التَّقدير وفق كل طريقة تعويض عن القيم المفقودة.

ويوضح الرسم البياني في الشَّكل (١٦) الفروق الظاهرية في متوسطات الخطأ المعياري وفق طريقة التّعويض عن القيم المفقودة:



الشَّكل (٦) متوسطات الخطأ المعياري وفق طريقة التّعويض

جدول (٣٢) متوسط الخطأ المعياري وفق طريقة التّعويض:

القيم العليا Maximum	القيم الدنيا Minimum	الانحراف المعياري Std. Deviation	المتوسط Mean	
0.8668926	0.2034921	0.1847445885	0.420584489	EM
0.8726697	0.2013408	0.1864243004	0.419234020	IRT
0.8474112	0.2157471	0.1743017997	0.421744464	MI
0.8726697	0.2013408	0.1817180966	0.420520991	Total

يتضح من الرسم البياني في الشَّكل رقم (١٦) ومن الجدول رقم (٣٦) جدول حساب المتوسطات للخطأ المعياري لكل طريقة تعويض عن القيم المفقودة أن هناك فروقًا بين متوسطات الخطأ المعياري في التَّقدير بين الثلاث طرق، حيث كانت أقل قيمة للخطأ المعياري لطريقة التّعويض بدالة الاستجابة للمفردة (IRT) بخطأ معياري بلغت قيمته (٠.٤١٩٢٣)، تليها طريقة التّعويض خوارزمية تعظيم التوقعات (EM) بخطأ معياري بلغ القيمة (٠.٤٢٠٥٨)، وكانت أكبر قيمة للخطأ المعياري لطريقة حساب قيم تعويضية متعددة (MI) بخطأ قدره (0.42174).

وتشير هذه النتائج إلى أفضلية طريقة التّعويض بنظرية الاستجابة للمفردة (IRT) على باقي طرق التّعويض للقيم المفقودة، حيث قدمت لنا أقل خطأ معياري مقارنة بباقي الطّرق الأخرى، وتتفق نتائج هذه

الدِّراسة مع دراسة الشريفين (٢٠١٧) في أفضلية التّعويض بدالة الاستجابة للمفردة في معادلة الصور الاختبارية، بينما تختلف الدِّراسة الحالية عن دراسة عاشور (٢٠١٩) ويتضح من نتائج الدِّراسة الحالية أن طريقة التّعويض بتعظيم التوقعات تأتي ثانيًا.

ويلاحظ من النتائج السابقة أنَّ الدِّراسة الحالية تتفق مع الدّراسات التي استخدمت طرق المعالجة ذاتها للدراسة الحالية في معالجة البيانات المفقودة للعينة، واستخدمت الخطأ المعياري كمحك لتقدير دقة المعادلة كدراسة الشريفين (٢٠١٧)، بينما كانت دراسة عاشور (٢٠١٩) تعالج البيانات المفقودة في الجذع المشترك، وهو ما قد يفسر اختلاف نتائجها عن نتائج الدِّراسة الحالية، أما باقي الدّراسات، فكانت تبحث نتائجها على متغيرات أخرى، وهو ما قد يفسر اختلافها عن نتائج هذه الدِّراسة.

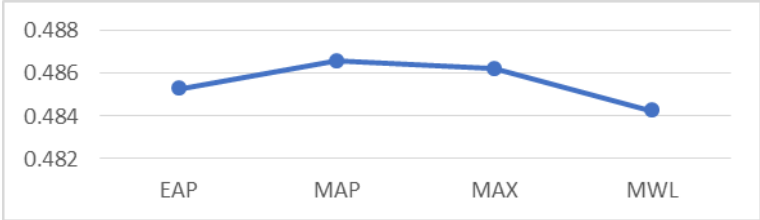
ثانيًا: الإجابة عن السّؤال الثاني:

"هل يوجد تأثير لطرق تقدير القدرة على الأخطاء المعيارية في معادلة الاختبار وفق نظرية الاستجابة للمفردة؟"

وللإجابة عن هذا السّؤال تمَّ القيام بالإجراءات التالية:

للكشف عن التأثير بين طرق التَّقدير تمَّ الرجوع للبيانات قبل المعالجة، وتمَّ تقدير القدرة من خلال برنامج (Xcalibre) وذلك بأربع طرق، وهي: طريقة التوقع البعدي (EAP) التي تعد الطّريقة الافتراضية في البرنامج، ثمَّ الطّريقة البييزية (MAP)، ثمَّ طريقة الأرجحية العظمى (MLE)، وأخيرًا تمَّ التَّقدير بطريقة الأرجحية العظمى الموزونة (WML)، وتمَّت المقارنة وفق المعالجة الافتراضية للقيم المفقودة في البرنامج، وعلى هذا، فقد نتج لنا عدد (٨) ملفات بواقع (٤) ملفات لكل صورة اختبارية.

ولحساب الخطأ المعياري في التَّقدير تمَّ استخدام الإجراءات السابقة ذاتها في السّؤال الأول لحساب الخطأ المعياري في التَّقدير من خلال معادلة المعالم بين صورتي الاختبار، وذلك لكل طريقة من طرق التَّقدير الأربع، ومن ثمَّ، حساب احتمالية الاستجابة على المفردة المعادلة عند كل مستوى من مستويات القدرة وفق معادلة النَّموذج الثنائي "المعادلة رقم (٢)"، ثمَّ حساب دالة المعلومات عند كل مستوى من مستويات القدرة بناءً على احتمالية الاستجابة للمفردات المعادلة عند كل مستوى من مستويات القدرة، ثمَّ حساب مجموع دالة المعلومات، ومن ثمَّ حساب الخطأ المعياري، وهذا الإجراء تمَّ مع كل طريقة من طرق التَّقدير الأربع وفق كل طريقة تعويض عن القيم المفقودة، وبالتالي، ظهر لنا عدد (٤) ملفات تعبر عن الخطأ المعياري في التَّقدير عند كل مستوى من مستويات القدرة وفق طريقة التَّقدير، ومن ثمَّ تمَّ أخذ متوسط الخطأ المعياري لكل طريقة تقدير، ويوضح الرسم البياني في الشَّكل (١٧) والجدول رقم (٣٧) الفروق الظاهرية في متوسطات الخطأ المعياري وفق طريقة تقدير القدرة:



الشكل (7) متوسطات الخطأ المعياري وفق طريقة التَّقدير

جدول (٣٣) متوسطات الخطأ المعياري وفق طرق التَّقدير:

طرق التقدير	المتوسط Mean	الانحراف المعياري Std. Deviation	القيم الدنيا Minimum	القيم العليا Maximum
EAP	0.48529323843	0.191878284262	0.263089678	0.900211142
MAP	0.48659892501	0.188418496927	0.268212456	0.894737225
MLE	0.48621513711	0.199805207286	0.254425021	0.914609165
WML	0.48424483069	0.195048675887	0.258580280	0.906434934
المجموع	0.48558803281	0.192932886110	0.254425021	0.914609165

يتضح من الرسم البياني في الشَّكل رقم (١٧) ومن الجدول رقم (٣٧) جدول متوسطات الخطأ المعياري وفق طرق التَّقدير بأنَّ هناك فروقًا ظاهرية بين متوسطات الخطأ المعياري في التَّقدير بين الطّرق الأربع، حيث كانت أقل قيمة للخطأ المعياري لطريقة الأرجحية العظمى الموزونة (WML) بقيمة قدرها (٠.٤٨٤٢٤)، ثمَّ تلتها طريقة الأرجحية العظمى (MLE) بقيمة بلغت (٠.٤٨٦٢١)، ثم طريقة التوقع البعدي (EAP) بقيمة قدرها (٠.٤٨٥٢٩)، ثم جاءت الطّريقة البيزية (MAP) بأعلى خطأ معياري يقدر ب (٠.٤٨٦٥٩).

وتشير هذه النتائج إلى أفضلية لطريقة الأرجحية العظمى الموزونة (WML) على باقي طرق التَّقدير وفق طريقة التّعويض عن القيم المفقودة الافتراضية في البرنامج، حيث قدمت لنا أقل خطأ معياري، وذلك مقارنة بباقي الطّرق، وتختلف هذه النتيجة عن: دراسة سرحان (٢٠١٨)، ودراسة جير وفيرمنت (Garee & Vermunt, 2006)، ودراسة بيرجوس (٢٠١٠)Burgos ، ودراسة هسيه وآخرين (٢٠١٠) Hsieh at el.، التي تظهر أفضلية لطريقة التَّقدير البيزية على باقي الطّرق، وإن كانت هذه الدّراسات لم تستخدم طريقة الأرجحية العظمى الموزونة، ومع ذلك، فطريقة التّعويض بالأرجحية العظمى (MLE) أعطت نتائج أفضل من الطّرق البايزية، ويمكن تفسير هذا الاختلاف كون الدِّراسة الحالية ترتكز على دقة تقدير الخطأ المعياري في المعادلة، بينما تقارن الدراستان السابقتان في تقدير الخطأ المعياري في تقدير الأفراد وتقدير المعالم على التوالي، كما تتفق نتائج هذه الدِّراسة جزئيًّا مع دراسة الرحيل والدرابسة (٢٠١٤) في أفضلية الأرجحية العظمى.

ثالثًا: الإجابة عن السّؤال الثالث:

"هل يوجد تأثير لتفاعل كل من طرق معالجة القيم المفقودة وتقدير القدرة على الأخطاء المعيارية في معادلة الاختبار وفق نظرية الاستجابة للمفردة؟"

وللإجابة عن هذا السّؤال تمَّ القيام بالإجراءات التالية:

أولًا: تمَّ استخدام تحليل التباين الثنائي للكشف عن الفروق إن وجدت من خلال الدلالة الإحصائية.

جدول (٣٤) تحليل التباين:

اختبار التباين بين المجموعات
Tests of Between-Subjects Effects
Dependent Variable: SE

المتغيرات Source	مجموع المربعات Type III Sum of Squares	درجات الحرية df	متوسط المربعات Mean Square	قيمة F	مستوى الدلالة Sig.	مربع ايتا Partial Eta Squared
Corrected Model	.005a	11	.000	.012	1.000	.000
Intercept	229.081	1	229.081	5960.529	.000	.861
MISSING	.004	2	.002	.046	.955	.000
ESTMATE	.002	3	.001	.014	.998	.000
MISSING * ESTMATE	.006	6	2.775E-5	.001	1.000	.000
Error	36.896	960	.038			
Total	265.982	972				
Corrected Total	36.901	971				

يتضح من الجدول رقم (٣٨) جدول تحليل التباين عدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين كل من طرق التّعويض عن القيم المفقودة وطرق تقدير القدرة والتفاعل بينهما، حيث إنَّ قيم sig كانت أكبر من (٠.٠٥)، وقد يكمن السبب في عدم وجود فروق معنوية كون الفروق في قيم الخطأ المعياري طفيفة، ولذلك نجد كثيرًا من الباحثين يكتفون بمحك الخطأ المعياري في تقدير دقة المعادلة، كـ: دراسة عاشور (٢٠١٩)، ، ودراسة إبراهيم والسوالمة (٢٠١٧)، ودراسة الشريفين (٢٠١٧)، ودراسة براسنة (٢٠١٥)، وهو ما أكدته أيضًا دراسة أنال وأنيل (Inal & Anil,2018) التي أظهرت عدم وجود فروق جوهرية في قيم الخطأ المعياري لمعادلة الصور الاختبارية.

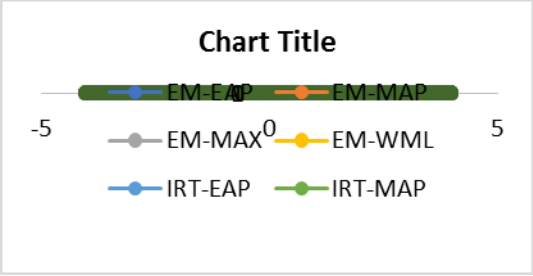
ثانيًا: المقارنة في متوسطات الخطأ المعياري وفق طريقة التّعويض وطرق المعالجة:

ولحساب الخطأ المعياري في التَّقدير تمَّ استخدام الإجراءات السابقة ذاتها في السّؤال الأول لحساب الخطأ المعياري في التَّقدير، وذلك وفق كل طرق المعالجة الثلاص، وكذلك طرق التَّقدير الأربع، وبالتالي، نتج لنا عدد (١٢) ملفًّا تعبر عن الخطأ المعياري للتفاعل بين هذه الطّرق، كما يوضحها الجدول رقم (٣٩).

جدول (٣٥) الأخطاء المعيارية للمعادلة عند قيم مختارة من القدرة باختلاف طريقة التّعويض وطريقة التّقدير:

ML	MI-MLE	MI-MAP	MI-EAP	IRT-WML	IRT-MLE	IRT-MAP	IRT-EAP	EM-WML	EM-MLE	EM-MAP	EM-EAP
861	0.511896	0.518718	0.516629	0.502157	0.500448	0.505657	0.503899	0.505616	0.5037623	0.5094298	0.507567
479	0.495199	0.502902	0.500566	0.484774	0.482747	0.488884	0.486838	0.488413	0.4862536	0.4928308	0.490695
683	0.479105	0.487642	0.485072	0.468058	0.465733	0.472744	0.470426	0.471852	0.469405	0.4768406	0.474446
466	0.463606	0.472931	0.47014	0.451999	0.449393	0.457226	0.454653	0.455925	0.4532068	0.461451	0.458813
82	0.448695	0.458762	0.455762	0.436587	0.433717	0.442322	0.439509	0.440622	0.4376497	0.4466541	0.443787
739	0.434364	0.445131	0.441934	0.421812	0.418696	0.428024	0.424986	0.425936	0.4227247	0.4324426	0.42936
216	0.420605	0.43203	0.428648	0.407666	0.40432	0.414323	0.411075	0.411857	0.4084233	0.4188094	0.415525
247	0.407414	0.419457	0.415901	0.394139	0.390579	0.401212	0.397768	0.398379	0.3947376	0.4057481	0.402275
824	0.394784	0.407405	0.403686	0.381223	0.377465	0.388684	0.385056	0.385495	0.3816602	0.3932527	0.389603
945	0.382711	0.395872	0.392	0.368911	0.364969	0.376731	0.372934	0.373198	0.3691842	0.3813174	0.377504
605	0.37119	0.384855	0.380841	0.357195	0.353083	0.365347	0.361393	0.361483	0.3573033	0.3699375	0.365972
802	0.360218	0.374351	0.370204	0.346069	0.341802	0.354527	0.350428	0.350344	0.3460122	0.3591085	0.355002
533	0.349792	0.364359	0.36009	0.335526	0.331118	0.344264	0.340033	0.339777	0.3353058	0.3488268	0.344591
797	0.339912	0.354879	0.350496	0.325562	0.321024	0.334556	0.330204	0.329778	0.3251803	0.3390893	0.334735
595	0.330576	0.345911	0.341423	0.316171	0.311518	0.325397	0.320935	0.320345	0.3156326	0.3298942	0.325432
927	0.321786	0.337458	0.332874	0.307351	0.302594	0.316786	0.312225	0.311477	0.306661	0.321241	0.316681
799	0.313546	0.329524	0.324853	0.2991	0.294251	0.308721	0.304073	0.303173	0.2982659	0.3131308	0.308484
217	0.305862	0.322116	0.317366	0.291419	0.28649	0.301205	0.296478	0.295438	0.2904497	0.3055675	0.300842
189	0.298744	0.315245	0.310423	0.284312	0.279314	0.294243	0.289448	0.288277	0.2832187	0.2985582	0.293764
731	0.292204	0.308924	0.304039	0.277789	0.272732	0.287845	0.282991	0.281702	0.2765842	0.2921149	0.287261
862	0.286264	0.303173	0.298233	0.271867	0.266761	0.282028	0.277123	0.275731	0.2705641	0.2862557	0.281351
608	0.280948	0.298017	0.29303	0.26657	0.261427	0.276816	0.271871	0.27039	0.2651849	0.2810062	0.27606
001	0.276291	0.293488	0.288462	0.261935	0.256766	0.272245	0.267269	0.265716	0.260484	0.2764014	0.271424
083	0.272335	0.289623	0.284569	0.25801	0.252828	0.26836	0.263365	0.261756	0.2565104	0.2724863	0.267489
901	0.269129	0.286468	0.281397	0.254858	0.249677	0.265219	0.260217	0.25857	0.2533258	0.2693163	0.264311
511	0.266731	0.284072	0.278997	0.25255	0.247388	0.262889	0.257896	0.256227	0.2510029	0.2669557	0.261959
097	0.265201	0.282491	0.277427	0.251166	0.246045	0.261444	0.256479	0.254805	0.2496217	0.2654755	0.260505
339	0.264601	0.281779	0.276741	0.250789	0.245734	0.26096	0.256043	0.254382	0.2492643	0.2649483	0.260025
672	0.26499	0.281987	0.276994	0.251496	0.246534	0.261509	0.256664	0.255033	0.2500075	0.2654434	0.260591
019	0.266417	0.283162	0.278234	0.25335	0.24851	0.263152	0.258404	0.25682	0.2519154	0.2670207	0.262264
418	0.268923	0.28534	0.280498	0.256397	0.251707	0.265935	0.261308	0.259789	0.2550333	0.2697254	0.265089
894	0.272531	0.288548	0.283812	0.260659	0.256144	0.269881	0.2654	0.263964	0.2593834	0.2735843	0.269092
456	0.277249	0.292798	0.288186	0.266134	0.261817	0.274997	0.270682	0.269347	0.2649645	0.2786045	0.274277
101	0.283071	0.298089	0.293618	0.2728	0.2687	0.281266	0.277136	0.275919	0.2717547	0.2847744	0.280631
811	0.289978	0.304409	0.300097	0.280619	0.276751	0.288658	0.284727	0.283648	0.2797161	0.2920672	0.288123
562	0.297943	0.311739	0.307598	0.289544	0.285919	0.297131	0.293412	0.292488	0.2888013	0.3004449	0.296713
323	0.306932	0.320051	0.316094	0.299524	0.296151	0.306639	0.303141	0.302391	0.2989595	0.3098639	0.306354
061	0.316911	0.329315	0.325553	0.31051	0.307399	0.317136	0.313867	0.313309	0.3101413	0.3202791	0.316999
742	0.327845	0.3395	0.335944	0.322459	0.319617	0.328579	0.325546	0.325198	0.3223029	0.3316478	0.328606

337	0.339705	0.350578	0.347236	0.335334	0.332773	0.340929	0.338143	0.33802	0.3354078	0.3439322	0.341138
819	0.352465	0.362521	0.359403	0.349108	0.346839	0.354159	0.351629	0.351747	0.3494276	0.357101	0.354562
168	0.366104	0.375309	0.372424	0.363763	0.3618	0.368246	0.365982	0.366356	0.364342	0.3711296	0.368856
368	0.380608	0.388922	0.386282	0.379287	0.377644	0.383174	0.381189	0.381833	0.380138	0.3860001	0.384004
406	0.395965	0.403347	0.400963	0.395675	0.394371	0.398935	0.397244	0.398169	0.3968089	0.4017008	0.399994
277	0.41217	0.418576	0.416459	0.412928	0.411981	0.415526	0.414145	0.41536	0.4143531	0.418225	0.416823



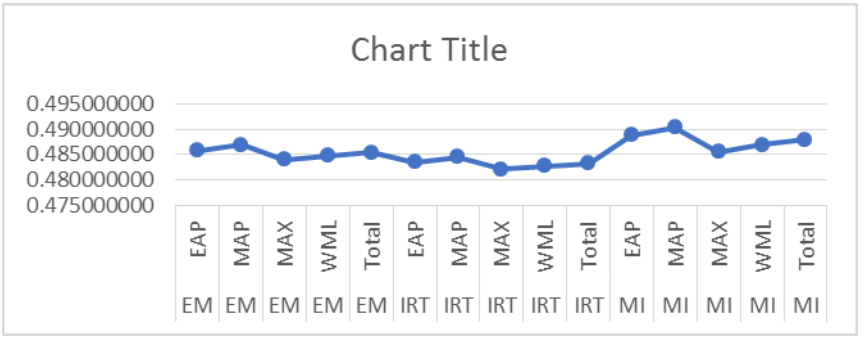
الشَّكل (٨) التمثيل البياني للأخطاء المعيارية للمعادلة عند قيم مختارة من القدرة باختلاف طريقة التّعويض عن القيم المفقودة وطريقة التَّقدير للقدرة

يُلاحظ من الجدول رقم (٣٩) وكذلك من الرسم البياني في الشَّكل (١٨) انخفاض قيمة الخطأ المعياري للمعادلة كلما اقتربنا من الصّفر لقيم العلامات المعيارية للقدرات المعادلة ولجميع طرق التّعويض والتَّقدير.

جدول (٣٦) المتوسطات الحسابية للخطأ المعياري وفق طريقة التّعويض وطريقة التَّقدير:

طرق التّعويض عن القيم المفقودة	طرق تقدير القدرة	الخطأ المعياري	الانحراف المعياري
EM	EAP	0.485767196	0.1967964374
	MAP	0.486851873	0.1933271590
	MLE	0.483956860	0.2049450054
	WML	0.484731727	0.2009797944
	Total	0.485326914	0.1981364393
IRT	EAP	0.483513999	0.1990417679
	MAP	0.484466872	0.1954063514
	MLE	0.482121850	0.2072499415
	WML	0.482726073	0.2031363189
	Total	0.483207198	0.2003225256
MI	EAP	0.488739501	0.1852434110
	MAP	0.490356433	0.1821735075
	MLE	0.485493614	0.1932220578
	WML	0.486902846	0.1893186698
	Total	0.487873098	0.1866718917
Total	EAP	0.486006899	0.1929976622
	MAP	0.487225059	0.1896181384

0.2010678333	0.483857441	MLE
0.1970926173	0.484786882	WML
0.1949437477	0.485469070	Total



الشّكل (٩) المتوسطات الحسابية للخطأ المعياري

يتضح من الجدول رقم (٤٠) والشّكل (١٩) التي تعبر عن المتوسطات الحسابية لقيم الخطأ المعياري وفق طرق التّعويض عن القيم المفقودة وطرق التّقدير بعد المعالجة والموضح بالرسم البياني بأن هناك اختلافات بين متوسطات الخطأ المعياري في التّقدير؛ حيث تظهر أقل قيمة للخطأ المعياري لطريقة التّعويض وفق نظرية الاستجابة للمفردة (IRT)، وذلك مع كل طرق التّقدير، حيث كانت أقل قيمة للخطأ المعياري لطريقة التّعويض (IRT) مع طريقة التّقدير (MLE) بقيمة قدرها (0.48212)، وجاءت ثانيًا طريقة التّعويض (IRT) مع طريقة التّعويض (WML)، وذلك بالقيمة (٠.٤٨٢٧٢)، وثالثًا طريقة التّعويض (IRT) مع طريقة التّقدير (EAP) بالقيمة (٠.٤٨٣٥١)، وجاءت في المراتب الثلاث الأخيرة طريقة التّعويض بالقيم التّعويضية المتعددة (MI)، حيث بلغ مقدار الخطأ المعياري لطريقة التّعويض (MI) مع طريقة التّقدير (WML) القيمة (٠.٤٨٦٩٠)، تليها طريقة التّعويض (MI) مع طريقة التّقدير (EAP)، وذلك بالقيمة (٠.٤٨٨٧٣)، وكان أعلى خطأ معياري لجميع طرق المعالجة والتّقدير لطريقة التّعويض (MI) مع طريقة التّقدير (MAP)، حيث بلغ مقدار الخطأ المعياري القيمة (٠.٤٩٠٣٥).

وتتفق نتائج هذه الدِّراسة مع دراسة براسنة (٢٠١٥) ودراسة الشريفين (٢٠١٧) في أفضلية التّعويض بدالة الاستجابة للمفردة في معادلة الصور الاختبارية على باقي طرق التّعويض الأخرى.

كما يتضح من النتائج أنَّ هناك فروقًا بين متوسطات الخطأ المعياري، وذلك وفق كل من طرق المعالجة للقيم المفقودة وطرق التّقدير للقدرة؛ حيث تظهر النتائج أن أقل قيمة للخطأ المعياري كانت لطريقة التّعويض بدالة الاستجابة للمفردة (IRT) بخطأ معياري بلغت قيمته (0.48320)، تليها طريقة التّعويض بخوارزمية تعظيم التوقعات (EM) بخطأ معياري بلغ القيمة (0.48532)، وكان أكبر قيمة للخطأ المعياري لطريقة حساب قيم تعويضية متعددة (MI) بخطأ قدره (0.48787)، وتتسق هذه النتائج

مع النتائج التي تحصلنا عليها من خلال التّعويض بالطّريقة الافتراضية في البرنامج، وهو ما يؤكد أفضلية التّعويض عن القيم المفقودة بطريقة دالة الاستجابة للمفردة على باقي طرق التّعويض، وقد يفسر تميز طريقة التّعويض بدالة الاستجابة للمفرد عن باقي الطّرق الأخرى؛ كونها تقوم بالتّعويض عن قيم الفرد بناءً على قدرة الفرد نفسه وليس كباقي الطّرق الأخرى.

كما تظهر النتائج أنّ هناك فروقًا ظاهرية بين متوسطات الخطأ المعياري بين الطّرق الأربع وفق طرق المعالجة للقيم المفقودة؛ حيث كانت أقل قيمة للخطأ المعياري لطريقة الأرجحية العظمى (MLE) بقيمة قدرها (٠.٤٨٣٨٥)، ثم تلتها طريقة الأرجحية العظمى الموزونة (WML) بقيمة بلغت (0.48478)، ثم طريقة التوقع البعدي (EAP) بقيمة قدرها (0.48600)، ثم جاءت الطّريقة البييزية (MAP) بأعلى خطأ معياري يقدر ب (0.48722)، وتختلف هذه النتيجة أيضًا عن: دراسة سرحان (٢٠١٨)، ودراسة جير وفيرمنت (Garee & Vermunt, 2006)، ودراسة بيرجوس (٢٠١٠) Burgos، ودراسة هسيه وآخرين (٢٠١٠) .Hsieh at el التي تظهر أفضلية لطريقة التَّقدير البابيزية على طريقة الأرجحية العظمى، فيظهر لنا من النتائج السابقة أن التَّقدير بالأرجحية العظمى تعطي قيمًا أفضل وأقل تحيزًا، وقد يفسر ذلك أن طريقة الأرجيحة العظمى تعطي نتائج جيدة عندما يكون حجم العينة كبيرًا، كما أنها تتعامل مع التباينات الصغيرة، كما هي الحالة مع قيم الخطأ المعياري.

توصيات الدِّراسة:

١–الأهمية بمكان أن تقوم المراكز المعنية ببناء الاختبارات على التركيز على نظرية الاستجابة للمفردة في بناء الصور الاختبارية؛ وذلك لما تتميز به هذه النظرية من قوة في تقدير قدرات الأفراد ومعالم المفردات ومعادلة الصور الاختبارية.

٢–ضرورة معادلة الصور الاختبارية المقدمة من مراكز الاختبارات؛ وذلك بهدف تحقيق العدالة بين المختبرين، فقد تكون الفروق بين المختبرين لا تعود إلى الفروق في قدراتهم، وإنما سببه لاختلاف مستويات الصعوبة في الصور الاختبارية.

٣–من المهم عند مُعالجة القيم المفقودة التركيز على أفضل الطّرق لمعالجة تلك القيم المفقودة؛ وذلك بهدف تقليل التحيز والوصول لنتائج جيدة، وتعد طريقة التّعويض وفق نظرية الاستجابة للمفردة واحدة من أفضل طرق المعالجة التي يفضل استخدامها وفق النَّموذج ثنائي المعلمة.

المقترحات:

في ظل الاطلاع والبحث ضمن متغيرات الدِّراسة الحالية، فلا شك أنه قد تمَّت مواجهة مواضيع عدة من شأنها أن تشكل نقاط بحث للعديد من الباحثين، ويمكن اقتراح البحث في أثر العناوين التالية:

١–طرق معالجة القيم المفقودة وتقدير القدرة للأفراد على دقة المعادلة الأفقية في نظرية الاستجابة للمفردة.

٢-طرق معالجة القيم المفقودة في الجذع المشترك وتقدير القدرة للأفراد على دقة المعادلة في نظرية الاستجابة للمفردة.

المراجع

إنستازي، أنا ويورينا، سوزان (٢٠١٥). *القياس النّفسي* (ترجمة صلاح الدين علام). عمان: دار الفكر.

أيالا، أر (٢٠١٧). *النظرية والتطبيق في نظرية الاستجابة للفقرة* (ترجمة عبد الله الكيلاني وإسماعيل البرصان). الرياض: دار جامعة الملك سعود للنشر والتَّوزيع.

بيكر، فرانك (٢٠١٠). *أسس نظرية الاستجابة للمفردة* (ترجمة عبد الرحمن الطريري والسيد أبو هاشم وسوسن شلبي). الرياض: دار جامعة الملك سعود للنشر والتَّوزيع.

كروكر، لندا والجاينا، جيمس (٢٠١٧). مدخل إلى نظرية القياس التقليدية والمعاصرة (ترجمة هند الحموري وزينات دعنا). عمان: دار الفكر.

الرحيل، راتب والدرابسة، رياض (٢٠١٤). أثر طريقة تقدير القُدرة وطريقة التَّعامل مع القيم المفقودة على دقة تقدير معالم الفقرات والأفراد. *المجلة الدولية التربوية المتخصصة*، ٣(٦)، ٢٣–٤٧.

سرحان، محمد (٢٠١٨). المقارنة بين طريقتي الأرجحية العظمى والقيمة العظمى للتوزيع البعدي في تقدير القدرة وفقاً لنظرية الاستجابة للفقرة .(رسالة دكتوراه غير منشورة). *كلية التَّربية ابن رشد للعلوم الإنسانية*. جامعة بغداد.

الشريفين، نضال كمال (٢٠١٧). أثر طريقة التّعويض عن الاستجابات المفقودة على دقة معادلة صور مختلفة لاختبار باستخدام نماذج نظرية الاستجابة للمفردة. *مجلة العلوم التربوية*، ٤٤ (٤)، ٢٧٧–٣٠١.

الطريري، عبد الرحمن سليمان (٢٠١٤). *القياس النّفسي والتربوي نظريته– أسسه– تطبيقاته*.الرياض: مكتبة الرشد.

عاشور، محمد أحمد تيسير (٢٠١٩). أثر نسبة البيانات المفقودة في الجذع المشترك وطريقة التَّعامل معها على دقة المعادلة العمودية، (رسالة دكتوراه غير منشورة)، *جامعة اليرموك*، الأردن.

العناتي، محمد واللبدي، نزار والمقصقص، محمد (٢٠١٧). مقارنة بين ثلاث طرائق للتعويض عن القيم المفقودة في الاختبارات العامة. *مجلة العلوم التربوية*، ٤٥(١)، ١٩–٣٥.

عواد، علي محمد والمومني، خالد سليمان (٢٠١٨). إدراك أعضاء هيئة التدريس في جامعة الملك فيصل لأهمية طرق التَّعامل مع البيانات المفقودة في الاستبانات البحثية واختبارات الطلبة. *مجلة جامعة النجاح للأبحاث*، ٣٢،١٠٣٣–١٠٦٢.

Enders, C. K. (2011). Missing not at random models for latent growth curve analyses. *Psychological Methods, 16*(1), 1-16.

Hambleton, R., & Swaminathan, H. (1985). 1985: Item response theory: principles and applications. Boston: Kluwer-Nijhoff Publishing.

Hambleton, K., Shavelson,. J., Webb, M., Swaminathan, H., & Rogers, H. (1991). *Fundamentals of item response theory* (2). Sage.

Inal, H., & Anil, D. (2018). Investigation of Group Invariance in Test Equating Under Different Simulation Conditions. *Eurasian Journal of Educational Research*, *18*(78), 1-20.

Kolen, J., & Brennan, R. (2014). *Test equating: Methods and practices*. Springer Science & Business Media.

Lawson, M., & Brailovsky, C. (2006). The presence and impact of local item dependence on objective structured clinical examinations scores and the potential use of the polytomous, many-facet Rasch model. *Journal of manipulative and physiological therapeutics*, *29*(8), 651-657.

Little, J., & Rubin, D. (2019). *Statistical analysis with missing data* (Vol. 793). John Wiley & Sons.

Mislevy, J., & Wu, K. (1988). Inferring examinee ability when some item responses are missing. *ETS Research Report Series*, *1988*(2), i-75.

Price, L. (2016). *Psychometric methods: Theory into practice*. Guilford Publications.

Rubin, D. (1976). Inference and missing data. *Biometrika*, *63*(3), 581-592.

Schafer, L., & Graham, J. (2002). Missing data: our view of the state of the art. *Psychological Methods*, *7*(2), 147.

Slinde, A., & Linn, R. (1977). Vertically equated tests: Fact or phantom? *Journal of Educational Measurement*, 23-32.

Witta, E. (2000). Effectiveness of Four Methods of Handling Missing Data Using Samples from a National Database.