أثر تغير نسب الفقد في مقدار الخطأ المعياري لقدرة الفرد وصعوبة الفقرة في ضوء نظرية الاستجابة للمفردة

The effect of changing of the missing data ratios on the standard error of the individual's ability and the Item difficulty in the light of the response item theory

حميدة لعمارة[1]، نبيل بحري[2]

[1]جامعة الجزائر 2 (الجزائر)، hamida.lamara@univ-alger2.dz

[2] جامعة الجزائر 2 (الجزائر)، nabil.bahri@univ-alger2.dz

تاريخ الاستلام: 2023/3/4 تاريخ القبول: 2023/5/18 تاريخ النشر: 2024/3/31

ملخص: لتحقيق الغرض من هذه الدراسة التي تسعى إلى الكشف عن التغيرات التي تطرأ على تقدير الخطأ المعياري لمعلمتي صعوبة الفقرات وقدرة الأفراد بتغير نسب فقد الاستجابات في ضوء نظرية الاستجابة للمفردة، ولتحقيق الغرض من الدراسة تم توليد استجابات (500) فرد على اختبار طوله (50) فقرة ثنائية الاستجابة، وفق النموذج اللوجستي أحادي المعلمة (نموذج راش) من خلال برنامج (Wingen-V3)، وباستخدام برنامج (Winsteps) تم التأكد من أحادية البعد للاستجابات باستخدام التحليل العاملي الاستكشافي، ثم الحصول على نسب فقد مختلفة (5%، 10%، 15%، 20%، 30%) باستخدام برنامج (SPSS)، وبعدها تم تقدير صعوبة الفقرات والأفراد والأخطاء المعيارية لكل منهما، باستخدام برنامج (Bilog mg3)، حيث أظهرت النتائج أن مقدار الخطأ المعياري يتغير بتغير نسب الفقد.

الكلمات المفتاحية: الخطأ المعياري؛ قدرة الأفراد؛ صعوبة المفردات؛ البيانات المفقودة؛ نموذج راش.

Abstract : To achieve the purpose of this study, wich seeks to detect the changes that occur in the estimation of the standard error of item's difficulty and individual's ability when we change the percentages of missing data on item response theory. we had generated(500) individuals responses on a 50 item binary response test for one parameter logistic model (Rasch Model) through WingenV3 program, and using Winsteps program to verify the unidimentionality with factor analysis, then different percentages of missing data were obtained (5 % ,10 %,15 %,20 %,30 %) using the SPSS program, after that, the difficulty of the items, the ability of the individuals and the standard error were estimated using the Bilog-mg3. The results showed that the amount of the standard error changes with the change of percentage of missing data.

Keywords : Standard Errors, Ability of individuals, Deficulty of items, Missing Data, Rasch model.

المؤلف المرسل: حميدة لعمارة

1. مقدمة:

بعد ظهور حركة القياس النفسي، وجه علماء النفس جهودهم لتحقيق صدق وثبات الاختبارات والمقاييس النفسية، سعيا منهم لبلوغ أعلى مستوى من الصلاحية. وفي محاولة للتغلب على مشكلات القياس التقليدي برزت نظرية الاستجابة للمفردة إلى الوجود حيث قدمت طرقا سيكومترية ذات فاعلية كبيرة في بناء المقاييس النفسية والتربوية وفي طريقة تفسير الدرجات على هذه المقاييس مقارنة بالطرق التقليدية في القياس. إذ تميزت عنها باستقلالية تقدير قدرة الفرد عن عينة البنود، أي أن تقدير قدرات الأفراد متحرر من البنود المستعملة Item free واستقلالية تقديرات معالم الفقرات (الصعوبة، التمييز، التخمين)عن عينة الأفراد المستخدمة في تقدير معالم هذه الفقرات، أي أن العينة المختارة من المجتمع لا تؤثر في معالم الفقرات Person free. كما تتميز هذه النظرية بالحصول على خطأ معياري لكل فرد في قياس القدرة.

وتقوم نظرية الاستجابة للمفردة على أربعة افتراضات أساسية هي: أحادية البعد Unidimensionality بمعنى وجود سمة واحدة تفسر أداء الفرد في الاختبار، والاستقلال الموضعي Local Independence بمعنى أن استجابات المفحوص على البنود المختلفة في الاختبار مستقلة إحصائيا عند مستوى قدرة معين؛ أي لا تؤثر استجابة المفحوص لبند ما في الاختبار على استجابته عن البنود الأخرى، والمنحنى المميز للمفردة Item Characteristic Curve (ICC) أي وصف العلاقة بين تحصيل المفحوص على الفقرة، وقدرته المقاسة على الاختبار من خلال دالة تراكمية صاعدة تعرف باسم منحنى خصائص الفقرة(ICC)، فكلما زادت قدرة المفحوص زادباحتمال اجابته على الفقرة اجابة صحيحة، (Hambleton & Swaminithan,1985) لتوصف هذه المنحنيات بدلالة معالم الفقرات(الصعوبة، التمييز، التخمين)، والتحرر من السرعة Speediness أي أن الاختبار لا يطبق تحت شرط السرعة في الأداء .(علام، 2005)

وتعتمد نظرية الاستجابة للمفردة على مجموعة من النماذج الاحتمالية التي تصنف حسب مستوى الاستجابة إلى نماذج ثنائية التدريج أو نماذج متعددة التدريج، وتعتبر النماذج ثنائية التدريج من أشهر النماذج أحادية البعد استخداما في بناء الاختبارات والمقاييس. (De Gruijter & Van der Kamp, 2005)

أشار علام (2005)إلى نماذج النظرية الثلاثة الواسعة الانتشار وهي: النموذج اللوجستي الأحادي المعلمة One parameter logistic Model المعروف بنموذج راش (Rasch Model)، وهولا يتطلب عمليات حسابية معقدة على الرغم من تشدد افتراضاته التي تتمثل في أن الاختلاف بين جميع الفقرات يتحدد بمعلمة صعوبة الفقرة (*bi*) ويفترض تساوي معلمة التمييز (*ai*) لجميع الفقرات، أما معلمة التخمين (*Ci*) للفقرات فهي تقترب من الصفر.

أما النموذج الثاني فهو النموذج اللوجستي ثنائي المعلمة (Two parameter Logistic Model) وهو يختلف عن النموذج الأحادي بأنه يتيح تقدير معلمة التمييز للفقرة إضافة إلى معلمة الصعوبة.

ويعد النموذج اللوجستي ثلاثي المعلمة (Three parameter Logistic Model) أقل النماذج ثنائية التدريج تشددا، فقد أضاف لورد (Lord,1980) معلما ثالثا يمثل احتمال توصل الفرد إلى الاجابة الصحيحة على الفقرة عن طريق التخمين، وسمي بمعلم التخمين أو معلم الخط التقاربي الأدنى (Lower Asymptote Line).

وبعد اختيار الباحث النموذج الذي يتناسب مع دراسته يذهب إلى تقدير معالم الفقرات والقدرات التي اعتبرتها ستوكينغ (Stoking,1990) من أهم القضايا التي يعتمد عليها نجاح نظرية الاستجابة للمفردة، حيث تتم عملية التقدير بالاعتماد على طرق تقدير معينة (الارجحية العظمى ، بييز)، وللتحقق من دقة هذه التقديرات، فقد بين لورد (lord,1980) وجود عدة معايير للتحقق من دقة التقدير من بينها الخطأ المعياري في التقدير، فقد أشار تيسين ووينر (Thissen& Wainer,1982) إلى أهمية تحديد مقدار الخطأ في تقدير المعلمات الذي يعبر عن الدقة في تقدير معالم النموذج المستخدم باعتبار إذا تحصل على مقدار قليل للخطأ المعياري فإنه مؤشر على دقة القياس ، خصوصا وأن الخطأ المعياري يؤدي دورا مهما في دالة معلومات الاختبار (Test Information Function) التي تعد مؤشرا يستدل منه على ثبات الاختبار في نظرية الاستجابة للمفردة (Embreston & Reise,2000).

كما أشار (Reeve,2004) إلى أن مربع الخطأ المعياري في التقدير يرتبط بالثبات، حيث كلما قلت قيمة الخطأ المعياري زادت قيمة معامل الثبات. هذا وذكر بيكر (Baker,2001) أن الخطأ المعياري في التقدير يساوي مقلوب دالة معلومات الاختبار.

ومن هذا المنطلق اهتم البحث السيكومتري في مجال استخدام نظرية الاستجابة للمفردة عن العوامل التي تؤثر في زيادة قيمة الخطأ المعياري، منها: طريقة التقدير، حجم العينة، طول الاختبار، شكل التوزيع وترتيب فقرات الاختبار، كلها تؤثر في دقة تقدير القدرة ومعالم المفردة.

كما أن هناك مشكلة تعترض الباحث عند جمعه للبيانات تقود إلى تقديرات متحيزة وذلك بوجود نقص في الاجابات بمعنى أن بعض الأفراد في العينة قد لا يستجيبون على بعض الفقرات لسبب أو لآخر.

وقد أشار (Peug,2004) إلى أن وجود البيانات المفقودة في البحوث المسحية مشكلة قد تهمل في أغلب الأحيان، وإذا لم تهمل تعطى القليل من الانتباه والأهمية، والذي لا يوازي حجم تأثيرها السلبي على النتائج وبدرجة أكبر مما هو مقدر لها من قبل الباحث في ضوء التحيزات التي قد تنتجها عند اتخاذ القرارات،خاصة إذا كان حجمها يؤثر في تمثيلية العينة للمجتمع الذي أخذت منه. (Patrick,2007)

تجدر الاشارة أن العالم يتز (Yates) هو أول من عالج البيانات المفقودة عام (1932)، وهذا بحذفها والاكتفاء بحجم العينة المتبقي بعد الحذف، وقد اقترح (Pigott,2001) أنه حتى تكون العينة المتبقية على الارجح ممثلة ينبغي أن يكون عدد الأفراد الذين تم حذفهم قليل، ومع ذلك فإن حذف بعض الأفراد يؤدي إلى خسارة للمعلومات وبالتالي يزداد احتمال التحيز.

إضافة إلى هذا الأسلوب استعمل الباحثون في التعامل مع القيم المفقودة طرقا أخرى، والتي يمكن تصنيفها إلى مجموعتين رئيسيتين: تقوم الأولى على الحذف Deletion والتي يطلق عليها اسم الطرق القائمة على الحذف Methods depends on deletion، والطرق القائمة على احتساب قيمة تعويضية (الطرق الصريحة Explicit Methods والطرق الضمنيةImplicit Methods).

للتعامل مع القيم المفقودة يجب معرفة نمط Patterns وآلية Mechanism الفقد في البيانات، ويقصد بالنمط الكيفية التي تظهر عليها القيم المفقودة في مجموعة البيانات، حيث أشار أندرس (Enders,2010) إلى وجود ستة أنواع من أنماط فقد القيم، أما آلية فقد البيانات فيقصد بها: الكيفية التي تمت من خلالها عملية فقد بعض القيم من بعض متغيرات الدراسة، وقد صنفها إندرس (Enders,2010) إلى ثلاث آليات هي: الفقد العشوائي الكامل Missing Completely at Random (MCAR) أي عندما تكون عملية الفقد بسبب العشوائية المحضة، بحيث تمثل القيم المفقودة عينة عشوائية من كامل البيانات. والفقد العشوائي Missing at Random (MAR)، وفي هذا النوع من الفقد تتأثر البيانات المفقودة بخصائص الأفراد، ولا تتأثر بخصائص البيانات المفقودة، وهنا المستجيبون لا يمثلون عينة عشوائية. والفقد غير العشوائي Missing Not At Random (MNAR)، حيث يكون احتمال الاستجابة يعتمد على القيم المفقودة، ولا يمكن تفسيره من خلال البيانات التي تم قياسها لجميع عناصر العينة، وتكون القيم المفقودة هنا ليس لها أي علاقة بالعشوائية، أي أن الفقد غير عشوائي، وغير قابل للتنبؤ به من المتغيرات الأخرى.

كما أن تأثير هذه القيم المفقودة يعتمد على حجمها قياسا مع حجم البيانات الأصلية، فقد أوضح جراهام (Graham,2009) أنه عندما تزداد نسبة الفقد في البيانات عن 5 % فإن تأثيرها على نتائج الدراسة يزداد.

على صعيد الدراسات التي اهتمت بتأثر تقديرات الخطأ المعياري لمعلمتي صعوبة الفقرات وقدرات الأفراد بتغير نسبة فقد البيانات في ضوء نظرية الاستجابة للمفردة نجد دراسة ديالا وبلاك وإمبارا (De-Ayala, Plake & Impara,2001) التي هدفت لمعرفة تأثير البيانات المفقودة على دقة تقديرات قدرات المفحوصين في نظرية الاستجابة للفقرة، من خلال استخدام نموذج ثلاثي المعلمة (3PL)، حيث تم استخدام طريقتين للتعامل مع البيانات المفقودة هما: الطريقة غير الموجودة، وطريقة "الخطأ"، وأظهرت النتائج ان أكبر تحيز في تقدير القدرة يحدث عندما يتم حذف الفقرة باعتبارها "خطأ"، وإن تقديرات الطريقة " غير الموجودة" في معالجة القيم المفقودة أدق من تقديرات الطريقة "الخطأ".

ودراسة للزعبي(2013) سعت لبيان أثر نسبة البيانات المفقودة، وطريقة التعويض عنها في دقة تقدير معالم الفقرات والأفراد، للنموذجين: الأحادي والثنائي المعلمة. وأظهرت بعض نتائجها إلى وجود أثر دال إحصائيا في تقدير معلمة الصعوبة للفقرات يعزى لكل من طريقة التعويض في النموذج الأحادي المعلمة. ولصالح طريقة حساب قيم تعويضية متعددة، عند نسبة الفقد (5 %).

كما أجرى اللصاصمة (2016) دراسة لمعرفة أثر نسبة الفقد في القيم وطرق معالجتها على دقة تقدير معالم معادلة الانحدار البسيط، وذلك بالمقارنة بين طرق المعالجة المستخدمة في الدراسة، ومن بين النتائج التي توصل إليها أن نسبة الفقد (5 %) لها تأثير على دقة معالم معادلة الانحدار البسيط دون فقد مع معادلة الانحدار البسيط بعد الفقد. كما أظهرت النتائج أن طريقة المعالجة بالتعويض المتعدد هي الأفضل، مما يؤدي إلى عدم وجود تأثير في تقدير دقة معالم معادلة الانحدار البسيط. (اللصاصمة،2016)

أما الصرايرة (2018) فقد حاول بيان أثر نسبة القيم المفقودة وطريقة معالجتها في دقة تقدير القيمة القصوى لدالة معلوماتية الفقرة وقيمة مؤشر ثبات الفقرة تحت افتراضات النموذج اللوجستي ثلاثي المعلمة، وقد توصل إلى وجود فروق دالة احصائيا في دقة تقدير القيمة القصوى لدالة معلوماتية الفقرة تعود لطريقة المعالجة، كما أظهرت النتائج وجود فروق دالة احصائيا في دقة تقدير القيمة القصوى لدالة معلوماتية الفقرة ترجع للتفاعل بين نسبة القيم المفقودة وطريقة معالجتها وكانت لصالح نسبة الفقد(5 %) بأفضلية لطريقة التعويض المتعدد، كما بينت نتائج الدراسة عن وجود فروق دالة احصائيا في قيمة مؤشر ثبات الفقرة تعزى لطريقة المعالجة وفي المقابل لم تكن الفروق دالة احصائيا في قيمة مؤشر ثبات الفقرة تعزى للتفاعل بين نسبة القيم وطريقة معالجتها.

خلال تصفحنا لهذه الدراسات نلاحظ أنها تناولت عامل نسبة البيانات المفقودة كمتغير وجب معالجته بالبحث عن الطريقة المناسبة حسب نسبة البيانات المفقودة، غير أن هذه الدراسة ستتناول نسبة البيانات المفقودة من حيث تأثيرها على تقدير

الخطأ المعياري لمعلمتي صعوبة الفقرات وقدرة الأفراد في ضوء النموذج الاحادي المعلمة، من خلال الإجابة على التساؤلات التالية:

1- هل توجد فروق بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية لتقديرات معلمة صعوبة الفقرات تعزى لمتغير نسبة الفقد (5%، 10%، 15%، 20%، 30 %)؟

2- هل توجد فروق بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية لتقديرات معلمة قدرة الأفراد تعزى لمتغير نسبة الفقد (5 %، 10 %، 15%، 20%، 30 %)؟

2. فرضيات البحث

1- توجد فروق بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية لتقديرات معلمة صعوبة الفقرات تعزى لمتغير نسبة الفقد (5 %، 10%، 15%، 20%، 30 %).

2- توجد فروق بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية لتقديرات معلمة قدرة الأفراد تعزى لمتغير نسبة الفقد (5 %، 10%، 15%، 20%، 30 %).

3. أهمية الدراسة

- تكتسب الدراسة الحالية أهميتها من أنها تحاول الاستفادة من تطبيقات نظرية حديثة في القياس التربوي، وهي نظرية الاستجابة للمفردة والتي استطاعت أن تقدم العديد من الحلول لمشكلات القياس المختلفة مثل: دراسة الدالة المميزة للمفردة، معادلة الاختبارات، بنوك الأسئلة.....الخ.

- ندرة الدراسات العربية التي اهتمت بموضوع البيانات المفقودة، على الرغم من أهميته للباحثين والقائمين بالقياس، حيث أثبتت معظم الدراسات الأجنبية التي تناولت هذا الموضوع أن احتواء البيانات على استجابات مفقودة يهدد صدق تقدير القدرات وموضوعيتها.

- توجيه أنظار الباحثين والقائمين بالقياس إلى ضرورة الحد من هذه الظاهرة أثناء جمع البيانات بمعرفة الأسباب التي تؤدي إليها.

4. هدف الدراسة

- اسقصاء أثر نسبة البيانات المفقودة على تقدير صعوبة الفقرة بتغير الخطأ المعياري في ضوء نظرية الاستجابة للمفردة.

- اسقصاء أثر نسبة البيانات المفقودة على تقدير قدرة الافراد بتغير الخطأ المعياري في ضوء نظرية الاستجابة للمفردة.

5. الطريقة وإجراءات الدراسة

تم اتباع أسلوب المحاكاة لتوليد البيانات اللازمة للبحث، ويطلق على هذا الأسلوب " طريقة مونتي كارلو(Monte Carlo Methods (MCM"، وطبقت في مجال نظرية الاستجابة للمفردة IRT لتقدم معلومات حول دقة نماذج نظرية الاستجابة للفقرة في تقدير المعالم وذلك باستخدام برنامج (Wingen- V3) الذي يستخدم في توليد استجابات ثنائية أو متعددة أو فقرات أحادية البعد أو متعددة الأبعاد وفقا للنماذج اللوجستية المختلفة، سواء أحادية أو ثنائية أو ثلاثية المعلمة ولمختلف التوزيعات سواء كان طبيعي(Normal) أو منتظم(Uniform). يتم من خلال هذا البرنامج محاكاة بيانات تصل إلى 1000000 مجموعة، وبالتالي يمكن الحصول على عينات ذات حجوم كبيرة يصعب الحصول عليها من المجتمع الأصلي مما يوفر الوقت والجهد والتكلفة المادية على الباحثين.(Han,2007)

كما أشار (Harwell,1996) إلى أن الأهمية في هذا النوع من الدراسات كتجارب عينات احصائية يجب أن تخضع لنفس مبادئ التصاميم التجريبية ونفس الاسلوب عند تحليل البيانات التي تتعلق بالدراسات التجريبية. مدعما ذلك بأن أساليب التوليد تتميز بقدرتها على معالجة المتغيرات مثل الضبط، وقدرتها على دراسة تأثير متغيرات متعددة مع بعضها البعض. الأمر الذي دفعنا لاختيار هذا الأسلوب نظرا لعدم قدرتنا على تحقيق شروط متغيرات الدراسة، خاصة وأن العديد من الباحثين أكدوا على أن التجربة من خلال MCM تقدم نتائج التجربة الحقيقية نفسها التي طبقت على الأفراد (Christian & George, 2008).

وللإجابة على فرضيتي الدراسة تم محاكاة استجابات 500 فردا على فقرات اختبار مكون من 50 فقرة وفق النموذج اللوجستي أحادي البعد أحادي المعلمة (نموذج راش) وفقا للتوزيع الطبيعي Normal distribution بوسط حسابي (0) وانحراف معياري(1). تم حفظ هذه الاستجابات في ملف تحت اسم (0 %) بمعنى أنه لا يحتوي على بيانات مفقودة.

تم استخدام برنامج SPSS في عملية فقد الاستجابات بخمسة نسب (5 %،10 %،15 %،20 %، 30 %) ليتم حفظها في خمسة ملفات كل ملف يحتوي على إحدى هذه النسب من القيم المفقودة ليصبح لدينا 6 ملفات.

تم التحقق من افتراض أحادية البعد Unidimentionality باعتماد أسلوب التحليل العاملي للمكونات الأساسية المعتمدة على البواقي باستخدام برنامج Winsteps بهدف التعرف على ما إذا كانت الانحرافات عن السمة المقاسة ترقى لأن تكون عاملا مستقلا أم لا، وهذا لجميع الملفات بهدف التحقق فيما اذا كانت البيانات التي تحتوي على نسب من القيم المفقودة ما زالت تحافظ على احادية بعدها.

والجدول (1) يلخص أهم نتائج التحليل العاملي للمكونات الأساسية المعتمدة على البواقي

جدول رقم (1): يوضح نتائج التحليل العاملي للمكونات الأساسية المعتمدة على البواقي

نسبة الفقد	تباين البواقي المعيارية	الجذر الكامن Empirical	الملاحظ Observed	المتوقع Expected
% 0	التباين الكلي في الاستجابات	68.6	% 100	% 100
	التباين الذي فسره العامل الرئيسي تقديرات نموذج راش	18.6	%27.1	% 27.0
	التباين الكلي غير المفسر	1.8	%2.6	% 3.5
	التباين غير المفسر في العامل الأول	1.6	%2.4	%3.3
% 5	التباين الكلي في الاستجابات	68.6	% 100	% 100
	التباين الذي فسره العامل الرئيسي تقديرات نموذج راش	18.6	%27.1	% 27.0
	التباين الكلي غير المفسر	1.8	%2.6	% 3.5
	التباين غير المفسر في العامل الأول	1.6	%2.4	%3.3
% 10	التباين الكلي في الاستجابات	68.6	% 100	% 100
	التباين الذي فسره العامل الرئيسي تقديرات نموذج راش	18.6	%27.1	% 27.0
	التباين الكلي غير المفسر	1.8	%2.6	% 3.5
	التباين غير المفسر في العامل الأول	1.7	%2.4	%3.3
% 15	التباين الكلي في الاستجابات	68.6	% 100	% 100
	التباين الذي فسره العامل الرئيسي تقديرات نموذج راش	18.6	%27.1	% 27.0
	التباين الكلي غير المفسر	1.7	% 2.5	% 3.5
	التباين غير المفسر في العامل الأول	1.7	%2.4	%3.3
% 20	التباين الكلي في الاستجابات	68.7	% 100	% 100
	التباين الذي فسره العامل الرئيسي تقديرات نموذج راش	18.7	%27.2	%27.1
	التباين الكلي غير المفسر	1.7	% 2.5	% 3.5
	التباين غير المفسر في العامل الأول	1.6	%2.4	%3.4

30 %	التباين الكلي في الاستجابات	68.8	% 100	% 100
	التباين الذي فسره العامل الرئيسي تقديرات نموذج راش	18.8	%27.3	%27.2
	التباين الكلي غير المفسر	1.7	% 2.5	% 3.5
	التباين غير المفسر في العامل الأول	1.7	%2.4	%3.4

يتضح لنا من الجدول(1)أن التباين الكلي للاستجابات Total raw variance in Observation في كل الحالات تراوحت قيمته بين (68.6 و68.8)، ونسبة التباين الذي فسره العامل الرئيسي تقديرات نموذج راش Raw variance explained by measure تراوحت بين 27.0 %و27.2% وهي نسب تدخل في المجال المقبول (من 20% إلى 80%) ومنه فإن القيم المحصل عليها تعد مؤشرا قويا على أحادية البعد، أما المحك الثاني للحكم على أحادية البعد فهو التباين غير المفسر للعامل الأول Unexplained variance in 1st contrast والذي تتجاوز قيم جذره الكامن القيمة (2) في جميع حالات الدراسة حسب ما أشار إليه (Linacre,2011) بأنها قيم جيدة تدل على أحادية بعد البيانات، وهذا يؤكد تحقيق افتراض الاستقلال المحلي مثلما أشار إلى ذلك (Hambleton et al,1991 ;Embreston & Reise,2001) بقولهم أن تحقق افتراض أحادية البعد يشير الى تحقق افتراض الاستقلالية المحلية.

تم بعدها تقدير معلمة قدرات الأفراد ومعلمة صعوبة الفقرات، والأخطاء المعيارية لكل منها باستخدام برنامج بايلوج Bilog-MG3 لجميع الملفات باختلاف نسب الفقد.

6. نتائج الدراسة

لاختبار الفرضية التي تنص:" **توجد فروق بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية لتقديرات معلمة صعوبة الفقرات تعزى لنسب الفقد (5 %، 10 %، 15 %، 20 %، 30 %)**، تم تحديد المعالجة الاحصائية الملائمة لاختبار هذه الفرضية وهو تحليل التباين الأحادي للقياسات المتكررة، ومن أجل تحديد نوع الاختبار الاحصائي (F) الذي سيستخدم لفحص التأثيرات الرئيسية، كان من الضروري فحص كروية البيانات (Sphericity) والتي تمثل احدى الافتراضات الأساسية لتحليل التباين الأحادي للقياسات المتكررة، وعليه تم التحقق من كروية البيانات لماوكليز (Mauchly's) من خلال فحص الفرضية الصفرية التي تنص على أنه: لا توجد فروق دالة احصائيا

عند مستوى دلالة (α≤0.05) بين تباينات الفروق لقيم مستويات المتغير المستقل المختلفة. والجدول (2) يبين ذلك.

الجدول رقم (2) نتائج اختبار ماوكلي (Mauchly's Test of Sphericity) للتحقق من شرط الكروية

	Mauchly's	قيمة كا^2	درجة الحرية	الدلالة الاحصائية	معامل تصحيح درجة الحرية Epsilon		
					معامل تصحيح Green house-Geiser	معامل تصحيح Huynh-Feldt	الحد الأدنى Lower-bound
معلمة الصعوبة	0.003	270.67	14	0.000	0.312	0.320	0.200

يلاحظ من الجدول رقم (2) أن قيمة كا^2=270.67 وهي دالة إحصائيا عند مستوى دلالة 0.01 مما يدل على عدم تحقق شرط الكروية (أي هناك فروق دالة إحصائيا بين تباينات الفروق بين مستويات المتغير المستقل) مما يترتب عليه رفض الفرضية الصفرية، وعليه يجب تعديل درجات الحرية باستخدام معامل تصحيح ابسيلون Epsilon من خلال أخذ أحد معاملي التصحيح وهوتعديل جرين هاوس- جايسر Greenhouse-Geisser أو تعديل هيوني فيلد Huynh-Feldt، تم اعتماد قيم الإحصائي جرين هاوس- جايسر Greenhouse-Geisser لأن قيمته قريبة من الحد الأدنى للكروية (Lower-bound) وهي أقل من 0.75. وبناءا على ذلك سيتم الاعتماد على إحصائي (F) المصحح لجرين هاوس- جايسرGreenhouse-Geisser لفحص التأثيرات بين المتغير المستقل في تصميم التباين ذو درجات الحرية المعدلة. والجدول التالي يبين نتائج فحص التأثيرات بين مستويات المتغير المستقل.

الجدول (3) نتائج فحص التأثيرات بين مستويات المتغير المستقل

المصدر	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات	قيمة الاحصائي المصحح (F)	الدلالة الاحصائية
نسبة الفقد	4.682E -5	1.558	3.005E -5	10.411	0.000
الخطأ	0.000	76.328	2.887E -6		

قد أظهرت نتائج التحليل المبينة في الجدول (3) وجود فروق ذات دلالة إحصائية عند مستوى الدلالة α=0.05 بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية لتقديرات معلمة صعوبة الفقرات يعزى لمتغير نسبة الفقد (5 %، 10 %، 15 %، 20 %، 30 %) حيث

بلغت قيمة F= 10.411 بدلالة إحصائية (0.001). وهي أقل من مستوى الدلالة الاحصائية α=0.05. وعليه نرفض الفرضية الصفرية ونقول بتحقق فرضية البحث.

لمعرفة لصالح من تلك الفروق الدالة إحصائيا تم استخدام اختبار بونفيروني Bonferroni للمقارنات البعدية على المتوسطات الحسابية المقدرة للأخطاء المعيارية لتقديرات معلمة صعوبة الفقرات في النموذج أحادي المعلمة حسب متغير نسبة الفقد. والجدول (04) يبين ذلك.

الجدول(4) نتائج اختبار بونفيروني Bonferroni للمقارنات البعدية على المتوسطات الحسابية المقدرة للأخطاء المعيارية لتقديرات معلمة صعوبة الفقرات حسب متغير نسبة الفقد.

المقارنة	0 % مقابل 5 %	0 %مقابل 10 %	0 %مقابل 15%	0 %مقابل 20 %	0 %مقابل 30 %
الفرق	4.000E -5	-0.0011*	-0.0013*	-0.0014*	-0.0016*
الدلالة الاحصائية	1.000	0.001	0.006	0.012	0.028

دال عند مستوى دلالة احصائية α=0.05

يتبين من الجدول (04) وجود فرق دال احصائيا بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية لتقديرات معلمة صعوبة الفقرات تبعا لمتغير نسبة القيم المفقودة (بدون فقد 0 %، 10،15 %،20 %،30 %)، إذ بينت نتائج المقارنة الثنائية لمتوسطات الخطأ المعياري لتقديرات معلمة صعوبة الفقرات بين الملف الذي لا يحتوي على بيانات مفقودة (0%) ومستوى فقد (10%) كان لصالح مستوى (0 %) أي أن الأخطاء المعيارية لتقديرات معلمة صعوبة الفقرات التي فيها نسبة الفقد(0 %) هي الأقل وبمقارنة متوسطات الخطأ المعياري لتقديرات معلمة صعوبة الفقرات بين الملف الذي لا يحتوي على بيانات مفقودة (0 %) ومستوى فقد (15 %) كان لصالح مستوى (0 %) أي أن الأخطاء المعيارية لتقديرات معلمة صعوبة الفقرات التي فيها نسبة الفقد(0 %) هي الأقل، وبمقارنة متوسطات الخطأ المعياري لتقديرات معلمة صعوبة الفقرات بين الملف الذي لا يحتوي على بيانات مفقودة (0 %) ومستوى فقد (20 %) كان لصالح مستوى (0 %) أي أن الأخطاء المعيارية لتقديرات معلمة صعوبة الفقرات التي فيها نسبة الفقد(0 %) هي الأقل ، وعند مقارنة متوسطات الخطأ المعياري لتقديرات معلمة صعوبة الفقرات بين

الملف الذي لا يحتوي على بيانات مفقودة (0 %) ومستوى فقد (30 %) كان لصالح مستوى (0 %) أي أن الأخطاء المعيارية لتقديرات معلمة صعوبة الفقرات التي فيها نسبة الفقد(0 %) هي الأقل.

يتضح من خلال هذه النتائج أنه كلما ارتفعت نسبة الفقد أدى ذلك إلى زيادة قيمة متوسط الخطأ المعياري لتقدير معلمة صعوبة الفقرات.

أما بمقارنة متوسطات الخطأ المعياري لتقديرات معلمة صعوبة الفقرات بين الملف الذي لا يحتوي على بيانات مفقودة (0 %) ومستوى فقد (5 %) كان لصالح (0 %)، اي لا يوجد فرق دال احصائيا بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية لتقديرات معلمة صعوبة الفقرات عند المقارنة بين مستوى(0 %و5 %)، فنسبة فقد (5%) لم تؤثر على نتائج تقديرات صعوبة الفقرات، وقد يعود ذلك إلى حجم العينة الكبير و صغر نسبة الفقد.

وعليه يمكن القول أنه كلما انخفضت نسبة القيم المفقودة في البيانات انخفضت تقديرات الأخطاء المعيارية وبالتالي تزداد دقة تقدير صعوبة الفقرات.

النتائج المتعلقة بالفرضية الثانية التي تنص على: توجد فروق بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية لتقديرات معلمة قدرة الأفراد تعزى لمتغير نسبة الفقد (5 %، 10 %، 15 %، 20 %، 30 %).

بتكرار الخطوة الأولى عند دراسة الفرضية الأولى، تم تحديد المعالجة الإحصائية الملائمة لاختبار هذه الفرضية وهو تحليل التباين الأحادي للقياسات المتكررة، ومن أجل تحديد نوع الاختبار الاحصائي (F) الذي سيستخدم لفحص التأثيرات الرئيسية، كان من الضروري فحص كروية البيانات (Sphericity) والتي تمثل احدى الافتراضات الأساسية لتحليل التباين الأحادي للقياسات المتكررة، وعليه تم التحقق من كروية البيانات لماوكليز (Mauchly's) من خلال فحص الفرضية الصفرية التي تنص على أنه: لا توجد فروق دالة احصائيا عند مستوى دلالة ($\alpha \leq 0.05$) بين تباينات الفروق لقيم مستويات المتغير المستقل المختلقة ولاختبار هذه الفرضية تم حساب احصائي حدة انحراف الكروية لماوكلي (Mauchly's) واختبارات (Epsilon) لتصحيح درجة الحرية . والجدول (5) يبين ذلك.

الجدول رقم (5) نتائج اختبار ماوكلي (Mauchly's Test of Sphericity) للتحقق من شرط الكروية

	Mauchly's	قيمة كا^2	درجة الحرية	الدلالة الاحصائية	معامل تصحيح درجة الحرية Epsilon		
					معامل تصحيح Greenhouse-Geiser	معامل تصحيح Huynh-Feldt	الحد الأدنى Lower-bound
معلمة القدرة	0.000	643.232	14	0.000	0.227	0.229	0.200

يلاحظ من الجدول رقم (5) أن قيمة كا^2 =643.232 وهي دالة احصائيا عند مستوى دلالة 0.01 مما يدل على عدم تحقق شرط الكروية (أي هناك فروق دالة احصائيا بين تباينات الفروق بين مستويات المتغير المستقل) مما يترتب عليه رفض الفرضية الصفرية، وعليه يجب تعديل درجات الحرية باستخدام معامل تصحيح ابسيلون Epsilon من خلال أخذ معامل التصحيح لجرين هاوس- جايسر Greenhouse-Geisser لأن قيمته قريبة من الحد الأدنى للكروية (Lower-bound) وهي أقل من 0.75. وبناءا على ذلك سيتم الاعتماد على احصائي (F) المصحح لجرين هاوس- جايسر Greenhouse-Geisser لفحص التأثيرات بين المتغير المستقل في تصميم التباين ذودرجات الحرية المعدلة. والجدول التالي يبين نتائج فحص التأثيرات بين مستويات المتغير المستقل ومعلمة قدرة الأفراد.

الجدول (6) نتائج فحص التأثيرات بين مستويات المتغير المستقل ومعلمة قدرة الأفراد.

المصدر	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات	قيمة الاحصائي المصحح (F)	الدلالة الاحصائية
نسبة الفقد	2.396	1.134	2.113	3118.426	0.000
الخطأ	0.038	55.985	0.001		

وقد أظهرت نتائج التحليل المبينة في الجدول (6) وجود فروق ذات دلالة احصائية عند مستوى الدلالة α=0.05 بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية لتقديرات معلمة قدرة الأفراد يعزى لمتغير نسبة الفقد (5 %، 10 %، 15 %، 20 %، 30 %) حيث بلغت قيمة F=3118.426 بدلالة احصائية (0.001). وهي أقل من مستوى الدلالة الاحصائية α=0.05 وعليه يمكننا القول بأن فرضية البحث قد تحققت.

ولمعرفة لصالح من تلك الفروق الدالة احصائيا، تم استخدام اختبار بونفيروني Bonferroni للمقارنات البعدية على المتوسطات الحسابية المقدرة للأخطاء المعيارية لتقديرات معلمة قدرة الأفراد حسب متغير نسبة الفقد. والجدول (7) يبين ذلك.

الجدول(7) نتائج اختبار بونفيروني Bonferroni للمقارنات البعدية على المتوسطات الحسابية المقدرة للأخطاء المعيارية لتقديرات معلمة قدرة الأفراد حسب متغير نسبة الفقد.

المقارنة	% 0 مقابل % 5	% 0 مقابل % 10	% 0 مقابل %15	% 0 مقابل % 20	% 0 مقابل % 30
الفرق(الخطأ المعياري)	-0.238*	-0.241*	-0.244*	-0.245*	-0.249*
الدلالة الاحصائية	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001

دال عند مستوى دلالة احصائية α=0.05

يتبين من الجدول (7) وجود فرق دال احصائيا بين المتوسطات الحسابية للأخطاء المعيارية لتقديرات معلمة قدرة الأفراد تبعا لمتغير نسبة القيم المفقودة (بدون فقد 0 %، 5 %، 10 %،15 %،20 %،30 %)، إذ بينت نتائج المقارنة الثنائية لمتوسطات الخطأ المعياري لتقديرات معلمة قدرة الأفراد بين الملف الذي لا يحتوي على بيانات مفقودة (0 %) ومستوى فقد (5 %) كان لصالح مستوى (0 %) أي أن الأخطاء المعيارية لتقديرات قدرات الأفراد التي فيها نسبة الفقد(0 %) هي الأقل، كذلك بمقارنة متوسطات الخطأ المعياري لتقديرات معلمة قدرة الأفراد بين الملف الذي لا يحتوي على بيانات مفقودة (0 %) ومستوى فقد (10 %) كان لصالح مستوى (0 %) أي أن الأخطاء المعيارية لتقديرات قدرات الأفراد التي فيها نسبة الفقد(0 %) هي الأقل وبمقارنة متوسطات الخطأ المعياري لتقديرات معلمة قدرة الأفراد بين الملف الذي لا يحتوي على بيانات مفقودة (0 %) ومستوى فقد (15 %) كان لصالح مستوى (0 %) أي أن الأخطاء المعيارية لتقديرات قدرات الأفراد التي فيها نسبة الفقد(0 %) هي الأقل، وبمقارنة متوسطات الخطأ المعياري لتقديرات معلمة قدرة الأفراد بين الملف الذي لا يحتوي على بيانات مفقودة (0 %) ومستوى فقد (20 %) كان لصالح مستوى (0 %) أي أن الأخطاء المعيارية لتقديرات قدرات الأفراد التي فيها نسبة الفقد(0 %) هي الأقل، وعند مقارنة متوسطات الخطأ المعياري لتقديرات معلمة قدرة الأفراد بين الملف الذي لا يحتوي على بيانات

مفقودة (0 %) ومستوى فقد (30 %) كان لصالح مستوى (0 %) أي أن الأخطاء المعيارية لتقديرات قدرات الأفراد التي فيها نسبة الفقد(0 %) هي الأقل.

يتضح من خلال هذه النتائج أنه كلما ارتفعت نسبة الفقد أدى ذلك إلى زيادة قيمة متوسط الخطأ المعياري لتقدير قدرة الأفراد.

تتفق نتائج الدراسة مع نتائج دراسة كل من الزعبي (2013)، عواد(2017) والصرايرة (2018) فيما يتعلق بانخفاض قيمة الخطأ المعياري لتقدير المعالم الذي يرتبط بعلاقة طردية مع نسبة فقد البيانات.

7. الخاتمة

لقد تم التركيز في هذه الدراسة على ابراز أثر تغير نسب فقد البيانات على مقدار الخطأ المعياري لمعلمتي صعوبة الفقرات وقدرة الأفراد في ضوء نظرية الاستجابة للمفردة، وركزت هذه الدراسة على متغيرات: (نسبة فقد البيانات، مقدار الخطأ المعياري لمعلمة صعوبة الفقرات ومعلمة قدرة الأفراد)

وعليه أظهرت النتائج إلى اختلاف مقدار الخطأ المعياري لمعلمتي صعوبة الفقرات وقدرات الأفراد باختلاف نسبة الفقد في البيانات لصالح نسبة الفقد، فكلما زادت نسبة فقد البيانات أدى إلى ارتفاع تقدير الخطأ المعياري، فمن خلال هذه الدراسة نؤكد رأي جراهام (Graham,2009) الذي ينص على أنه كلما زادت نسبة الفقد في البيانات عن(5%) فإن تأثيرها على نتائج هذه الدراسات يزداد.

لذا يوصي الباحث بمحاولة التقليل من نسبة الفقد في البيانات عند تطبيق الاختبارات واقعيا من خلال التأكيد على المستجيبين عدم ترك أي فقرة دون إجابة، مع توفير الزمن الكافي للإجابة والابتعاد عن المواضيع الحساسة أو طرح أسئلة تحتاج إلى جهد أو أسئلة شخصية التي عادة ما يتجنب الأفراد الإجابة عنها، فبالرغم من أن الباحث يسعى إلى توفير بيانات كاملة، إلا أن هناك بعض الدراسات لا يستطيع الباحث تجنب القيم المفقودة و ما عليه سوى أن يتعامل مع تلك البيانات بطريقة علمية من خلال الاعتماد على أسلوب من أساليب التعامل مع البيانات المفقودة.

8. اقتراحات

- إجراء المزيد من الدراسات التي تتناول أثر نسبة الفقد باختلاف حجم العينة، طول الاختبار.
- إجراء دراسات تتناول أثر نسبة الفقد على دقة تقدير معالم الفقرات وقدرات الأفراد قي ضوء النموذج الثنائي والثلاثي.
- إجراء دراسات حول أساليب معالجة البيانات المفقودة.

9. المراجع

1. صلاح الدين، علام. (2005). نماذج الاستجابة للمفردات الاختبارية أحادية البعد ومتعددة الأبعاد وتطبيقاتها في القياس النفسي والتربوي (ط1)، القاهرة: دار الفكر العربي.
2. الزعبي، عمر صالح.(2013).أثر نسبة البيانات المفقودة و طريقة التعويض عنها في دقة تقدير معالم الفقرات و الأفراد. رسالة دكتوراه. جامعة اليرموك: الأدرن.
3. اللصاصمة، عمران اسماعيل.(2016).أثر نسبة القيم المفقودة و طريقة معالجتها في دقة تقدير معالم معادلة الانحدارالبسيط. رسالة ماجستر، جامعة مؤتة: الأردن.

1. Baker.F. (2001).The Basics of Item Response Theory, 2nd Edition.ERIC Clearinghouse on assessment and evaluation :USA
2. Christian. P, George.C.(2008).Monte Carlo Statistical Methods, Springer texts in statistics, Second Edition.
3. De Gruijter, Daton. M.& Van der Kamp, L.J.Th.(2005).statistical Test Theory for education and psychology.
4. Embreston, S.E & Reise, S.P. (2000).Item response theory for psychologists. New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates, Publishers.
5. Enders.C.K. (2010).Applied Missing Data Analysis. New York: Guilford Press
6. Han.K. (2007). User's Manual for Win Gen : Windows Software that generate IRT Model Parameters and Item Responses . University of Massachusetts; Applied Psychological Measurement V31 N5 457-459.
7. Harwell. M. (1996).Monte Carlo studies in Item Response Theory. Applied Psychological Measurement,20(2)
8. Hambeleton. R, Swaminathan. H.(1985).Item Response Theory-Principles and Application. Springer science: New York
9. Hambeleton.R, Swaminathan.H, Rogers. J.(1991).Fundamentals of Item Response Theory. Sagepublication. INC. New bury park :California.
10. Graham. J.W.(2009).Missing Data Analysis :Making it work in the real world. Annual Review Of Psychology.60.549-576.
11. Lord, F.M. (1980).*Application of Item response Theory to practical testing problems.* New Jersey : Lawrence Erlbaum Associates, Publishers.
12. Linacre.J.M. (2011).A User's Guide to Winsteps Ministeps, Rasch-Model Computer Programs.
13. Patrick.E.M ,Katherine. M.M, Souraya.S, Aurelio.J.F. (2007).Missing Data A Gentle Introduction. The Guilford Press :New York

14. Peug,J.T&Enders,C.K.(2004).Missing Data in education research : A review of reporting practices and suggestion for improvement, Review of Educational Research, 74(4),525-556.
15. Pigott ,T.D.(2001). Areview of Methods for Missing data. Educational Research and Evaluation,7,353-383.
16. Reeve.B.(2004). An introduction to modern measurement theory division of cancer control and population science. National Cancer Institute.
17. Stoking, M.L.(1990). Specifying optimum examines for item response theory.Psychometrika,3,461-475.
18. Thissen,D & Wainer, H. (1983).Some Standard errors in Item response theory. Psychometrika, 47,397-412.