



جامعة اليرموك

كلية التربية

قسم علم النفس الإرشادي والتربوي

أطروحة دكتوراه

أداء مؤشر مطابقة الفرد l_z^p في الكشف عن الاستجابات غير المطابقة للفقرات متعددة
التدرج باختلاف عدد فئات التدرج ومستويات القدرة

**The performance of l_z^p Person-fit Statistic in detecting Misfit
Responses according to the Likert Item Scale Points and Ability
Levels**

إعداد

ربا احمد موسى جوارنه

إشراف

الأستاذ الدكتور محمود فيصل القرعان

حقل التخصص - القياس والتقويم التربوي

2019/2020

أداء مؤشر مطابقة الفرد I_z^p في الكشف عن الاستجابات غير المطابقة للفقرات متعددة التدرج باختلاف عدد فئات التدرج ومستويات القدرة.

إعداد

ربا احمد موسى جوارنه

بكالوريوس نظم المعلومات الإدارية، جامعة اليرموك، 2016

ماجستير القياس والتقويم، جامعة اليرموك، 2017

قدمت هذه الأطروحة استكمالاً لمتطلبات الحصول على دكتوراه الفلسفه في تخصص القياس والتقويم في جامعة اليرموك، إربد، الأردن.

وافق عليها

أ. د. محمود فيصل القرعان مشرفاً ورئيساً

أستاذ في القياس والتقويم، جامعة اليرموك.

أ. د. نضال كمال الشريفيين عضواً

أستاذ في القياس والتقويم، جامعة اليرموك.

د. زايد صالح بني عطا عضواً

أستاذ مشارك في القياس والتقويم، جامعة اليرموك.

د. حسان غازي العمري عضواً

أستاذ مشارك في القياس والتقويم، الجامعة الأردنية.

إهداء

إلى من علمني قيمة الحياة ومعناها، إلى مكان افتخاري واعتزازي، إلى من أثار لي دربي بتوجيهاته، إلى سندي وعضدي الى والدي الحبيب.

إلى من رعتني صغيراً وسهرت معي الليالي كثيراً إلى من وقفت إلى جانبي في كل مراحل دراستي إلى من علمتني أن الحياة كفاح ومثابرة إلى من علمتني أن الحياة مليئة بالأمل وأن لا حياة مع اليأس ولا يأس مع الحياة، إلى والدتي الحبيبة.

إلى من اقترن اسمهما بعبادة الاله الى من قال فيهما سبحانه وتعالى: ((وقضى ربك الا تعبدوا الا اياه وبالوالدين إحساناً)).

إلى والدي الحبيين أهدي هذا الجهد المتواضع راجياً الله أن يجعله في ميزان حسناتهما وأن ينفع بهذا الجهد طالبي العلم والمعرفة من أبناء الأمة.

شكر وتقدير

الحمد لله الذي بنعمته تتم الصالحات وأصلي وأسلم وأبارك على سيد الخلق رسول الهدى ومعلم البشرية ومخرجها من ظلمات الجهل الى نور العلم والمعرفة وعلى آله وأصحابه ومن اهتدى بهديه الى يوم الدين.

أما بعد.

إنني إذ أقف اليوم على عتبات إنهاء مراحل دراستي الجامعية مختتماً إياها بهذه الأطروحة التي أسأل الله تعالى أن يجعل فيها الخير والفائدة للأجيال القادمة وأخط بقلمي الأحرف الأخيرة منها، فإنه لا يسعني إلا أن أتقدم بجزيل الشكر وعظيم الإمتنان الى جميع من ساعدني في إعداد هذه الأطروحة سواءً بالتوجيه أو بالنصح والإرشاد أو ساعدني معنوياً من أساتذتي الأفاضل الذين أناروا لي الطريق وذلوا لي الصعاب، وأخص بالذكر الأستاذ الدكتور محمود القرعان لتفضله بالإشراف على هذه الأطروحة والذي لم يألُ جهداً في التوجيه والمساعدة وإبداء الملحوظات والإرشادات القيمة التي كان لها الأثر الأكبر في إخراج هذه الأطروحة بمستوى متميز وبجولة جميلة.

كما وأتقدم بجزيل الشكر وعظيم الإمتنان لأساتذتي الأفاضل لجنة المناقشة كل من الأستاذ الدكتور نضال الشريفيين والدكتور حسان العمري والدكتور زايد بني عطا على الملحوظات القيمة التي تفضلوا بها أثناء المناقشة والتي أثرت الأطروحة وارتقت بها الى المستوى الذي يرضي طموح الجميع.

والشكر موصول إلى أساتذتي الأفاضل كل من الأستاذ الدكتور يوسف السوالمه والأستاذ الدكتور أحمد عوده والأستاذ الدكتور نضال الشريفيين، الذي كان لهم دور كبير من خلال توصياتهم وملحوظاتهم التي قدموها لي عند مناقشة مخطط الأطروحة فكل الشكر والتقدير لهم جميعاً سائلاً الله تعالى أن يحفظهم جميعاً وأن يتمتعهم بتمام الصحة والعافية ليبقوا على الدوام سناً وذخراً لكل طالب علم أو باحث. وأن يجعل ذلك في ميزان حسناتهم إنه ولي ذلك والقادر عليه.

وفي الختام أرجو الله تعالى أن تتال هذه الأطروحة القبول والنجاح والتوفيق.

والسلام عليكم ورحمة الله وبركاته.

فهرس المحتويات

الصفحة	الموضوع
ب	إجازة الأطروحة
ج	الإهداء
د	شكر وتقدير
هـ	فهرس المحتوى
و	قائمة الجداول
ز	قائمة الأشكال
ح	قائمة الملاحق
ط	المخلص باللغة العربية
1	الفصل الأول: خلفية الدراسة وأهميتها
1	مقدمة
3	نموذج الاستجابة المتدرجة
5	طرق تقدير القدرة
8	مطابقة الفرد
9	إحصائيات مطابقة الفرد
14	الاستجابات غير الجدية
18	طرق الكشف عن الاستجابات غير الجدية
19	التحيزات المعرفية
21	مشكلة الدراسة وأسئلتها
22	أهمية الدراسة
23	التعريفات الاجرائية
23	متغيرات الدراسة
23	محددات الدراسة
24	الفصل الثاني: الدراسات السابقة
24	الدراسات السابقة
42	تعقيب الدراسات السابقة
44	الفصل الثالث: الطريقة والإجراءات

الصفحة	الموضوع
44	منهج الدراسة
44	مجتمع الدراسة
44	عينة الدراسة
45	أداة الدراسة
46	صدق وثبات أداة الدراسة بصورتها الأصلية
46	صدق وثبات الصورة الأردنية لأداة الدراسة
48	تصحيح مقياس التحيزات المعرفية
48	التحقق من افتراضات النظرية الحديثة
48	التحقق من افتراض أحادية البعد لفقرات مقياس التحيزات المعرفية
51	التحقق من افتراض الاستقلال الموضوعي لفقرات مقياس التحيزات المعرفية
52	التحقق من افتراض اطرادية منحنيات خصائص فقرات مقياس التحيزات المعرفية
54	رزمة PerFit العاملة ضمن بيئة R
54	كيفية تشغيل رزمة PerFit العاملة ضمن بيئة R
58	اجراءات الدراسة
58	الفصل الرابع: نتائج الدراسة
58	النتائج المتعلقة بسؤال الدراسة الأول
64	النتائج المتعلقة بسؤال الدراسة الثاني
66	النتائج المتعلقة بسؤال الدراسة الثالث
70	الفصل الخامس: مناقشة النتائج
70	مناقشة النتائج المتعلقة بسؤال الدراسة الأول
74	مناقشة النتائج المتعلقة بسؤال الدراسة الثاني
75	مناقشة النتائج المتعلقة بسؤال الدراسة الثالث
77	التوصيات
78	المراجع
78	الملاحق
112	الملخص باللغة الإنجليزية

فهرس الجداول

الصفحة	الجدول
46	1 معاملات صدق وثبات مقياس التحيزات المعرفية بصورته الأصلية
47	2 معاملات صدق وثبات مقياس التحيزات المعرفية
47	3 معاملات الثبات كرونباخ الفا والثبات الامبريقي للبيانات الحالية
49	4 نتائج التحليل العاملي لفقرات مقياس التحيزات المعرفية
52	5 العدد والنسب المئوية للإستقلال الموضوعي لفقرات مقياس التحيزات المعرفية
56	6 قيم درجة القطع للمؤشر الإحصائي l_z^p واحتمالية الخطأ لها والخطأ المعياري وفترة الثقة المتعلقة بها تبعاً لعدد فئات تدرج المقياس (ثلاثي، رباعي، خماسي، سباعي)
60	7 الإحصاءات الوصفية للتوزيعات العينية للمؤشر الإحصائي l_z^p لأنماط الاستجابة على مقياس التحيزات المعرفية، ونتائج اختبار (Kolmogorov-Smirnov) وفقاً لعدد فئات التدرج (ثلاثي، رباعي، خماسي، سباعي)
62	8 الإحصاءات الوصفية للتوزيعات العينية للخطأ المعياري للمؤشر الإحصائي l_z^p لأنماط الاستجابة على مقياس التحيزات المعرفية، ونتائج اختبار (Kolmogorov-Smirnov) وفقاً لعدد فئات التدرج (ثلاثي، رباعي، خماسي، سباعي)
63	9 تحليل التباين الأحادي للأوساط الحسابية لقيم الخطأ المعياري للمؤشر الإحصائي l_z^p لأنماط الاستجابة
64	10 تصنيف استجابات الأفراد إلى استجابات جدية واستجابات غير جدية بناءً على درجة القطع لكل تدرج (ثلاثي ، رباعي ، خماسي ، سباعي) وفق مؤشر l_z^p
65	11 المقارنات الثنائية بين النسب واختبار كاي تربيع χ^2
66	12 توزيع الاستجابات غير الجدية على مستويات القدرة المقدرة بطريقة EAP
68	13 المقارنات الثنائية بين النسب واختبار كاي تربيع χ^2 للتدرج الثلاثي
68	14 المقارنات الثنائية بين النسب واختبار كاي تربيع χ^2 للتدرج الرباعي
68	15 المقارنات الثنائية بين النسب واختبار كاي تربيع χ^2 للتدرج الخماسي
69	16 المقارنات الثنائية بين النسب واختبار كاي تربيع χ^2 للتدرج السباعي

فهرس الأشكال

الصفحة	رقم الشكل
49	1
50	2
50	3
51	4
53	5
53	6
53	7
53	8
53	9
53	10
54	11
54	12

الملخص

جوارنه، ربا احمد. أداء مؤشر مطابقة الفرد l_z^p في الكشف عن الاستجابات غير المطابقة للفقرات متعددة التدرج باختلاف عدد فئات التدرج ومستويات القدرة. أطروحة دكتوراه، جامعة اليرموك، 2019. (المشرف: أ. د. محمود فيصل القرعان).

هدفت الدراسة الحالية إلى تقصي أداء المؤشر الإحصائي l_z^p كطريقة للكشف عن الاستجابات غير الجدية في المقاييس غير المعرفية باختلاف عدد فئات التدرج لفقرات ليكرت (ثلاثي، رباعي، خماسي، سباعي)، ولتحقيق هدف الدراسة، تم استخدام مقياس التحيزات المعرفية المكون من (42) فقرة بعد إعداد أربع صور للمقياس تمثل كل منهم إحدى فئات التدرج الأربع.

تكون مجتمع الدراسة من جميع طلبة البكالوريوس بجميع مستوياتهم الدراسية في جامعة اليرموك المسجلين للفصل الدراسي الثاني من العام الدراسي 2018/2019 والبالغ عددهم 26411 طالب وطالبة وتكونت عينة الدراسة الكلية من (1495) طالباً وطالبة تم اختيارهم بشكل عشوائي ثم عنقودي كون أن وحدة الاختيار هي الشعبة الدراسية.

كما وتم استخدام نموذج الاستجابة المتدرجة كأحد نماذج نظرية الاستجابة للفقرة لحساب المؤشر الإحصائي l_z^p لكل مستجيب. أظهرت نتائج الدراسة ان توزيع المؤشر الإحصائي l_z^p ، وبغض النظر عن عدد فئات تدرج الفقرة، ملتو نحو اليسار ولا يتوزع توزيعاً طبيعياً.

كما وأظهرت النتائج أنّ خصائص التوزيع للمؤشر الإحصائي l_z^p لا تختلف باختلاف عدد فئات تدرج الفقرة، في حين أنّ نسب الكشف عن الاستجابات غير الجدية المكتشفة وفق المؤشر l_z^p تختلف باختلاف عدد فئات تدرج الفقرة. حيث إنّ أعلى نسبة استجابات غير جدية كشفها

المؤشر هي 19.7% عند استخدام تدرّيج ليكرت الرباعي، في حين أنّ أقل نسبة استجابات غير جدية هي 10.7% عند استخدام تدرّيج ليكرت الثلاثي.

الكلمات المفتاحية: الاستجابات غير الجدية، عدد فئات تدرّيج المقياس، المؤشر الإحصائي l_z^p .

الفصل الأول

خلفية الدراسة وأهميتها

مقدمة

مع زيادة استخدام الدراسات المسحية عبر المؤسسات والمجالات الأكاديمية، فإن ضمان جودة البيانات التي يتم جمعها أمراً بالغ الأهمية، ويعتبر التحقق من جودة البيانات من الممارسات القديمة التي استخدمها الباحثون لضمان صدق البيانات.

إن القياس الدقيق لاستجابات الأفراد على أدوات جمع البيانات يعدّ أمراً بالغ الأهمية لصانعي القرارات التربوية، فقد يؤدي القياس غير الدقيق إلى قرارات سلبية غير عادلة بحق الأفراد؛ لذلك على الباحثين التحقق من أنماط استجابات الأفراد غير الجدية على أدوات جمع البيانات قبل اتخاذ القرارات. ويعد إحصائي مطابقة الفرد مؤشراً هاماً للكشف عن أنماط الاستجابة غير الجدية التي تؤدي إلى قياس غير دقيق (Karabatsos, 2003).

وفي الآونة الأخيرة زاد الإهتمام بتحليل الاستجابات غير الجدية على الصعيد التربوي والنفسي بشكل مكثف (Seo & Weiss, 2013)، حيث يتم استخدامها لتقييم فاعلية مجالات مختلفة ونتائج هذه التقييمات تستخدم لاتخاذ قرارات هامة.

هناك نظريتان في القياس النفسي والتربوي تتعاملان مع صدق أداء الفرد على الإختبار هما النظرية التقليدية في القياس التي انبثق عنها المؤشرات الإحصائية اللامعلمية مثل معامل ارتباط بايسيريال للفرد (Person biserial) والذي يشير إلى معامل ارتباط الفرد مع مجموعة من الأفراد، ومؤشر ساتو (Sato index) والذي يشير إلى التباين المشترك بين أنماط الاستجابة

الملاحظة وأنماط الاستجابة المتوقعة التي نحصل عليها من نموذج جتمان العكسي (Reversed Guttman)، ونظرية الاستجابة للفقرة (Item Response Theory, IRT) التي انبثق عنها المؤشرات الإحصائية المعلمية (Karabatsos, 2003; Meijer & Sijtsma, 2001).

ويمكن الإستدلال على صدق استجابة الفرد حسب نظرية الاستجابة للفقرة (IRT) بمقارنة قيم مؤشرات مطابقة الفرد بالقيم الحرجة التي تدل على مدى مطابقة استجابة الفرد بالنسبة للنموذج المستخدم، حيث انبثق عن نظرية الاستجابة للفقرة مجموعة من النماذج التي يعتمد عليها في بناء المقاييس والاختبارات للحصول على مؤشرات إحصائية للفقرة دون الاعتماد على خصائص الأفراد، وتقديرات لمعالم الأفراد دون الإعتماد على صعوبة فقرات المقياس (Crocker & Algina, 1986). وصنف هامبلتون وسوامنثان (Hambleton & Swaminathan, 1985) نماذج نظرية الاستجابة للفقرة أحادية البعد اعتماداً على استجابة المفحوصين إلى :

أولاً: النماذج الخاصة بالاستجابات الثنائية Dichotomous: تستخدم هذه النماذج في الفقرات الثنائية التي يجيب عنها المفحوص اجابة صحيحة أو خاطئة، الاختيار من بديلين (نعم ، لا)، حيث تكون الدرجة التي يحصل عليها المفحوص على الفقرة إما (1) وإما (0)، ويعتمد تحديد النموذج المناسب لتدريج فقرات المقياس أحادية البعد ثنائية الاستجابة على عدد معالم الفقرة التي تؤثر على إجابة المفحوص عن الفقرة، ومن هذه النماذج: النموذج اللوجستي أحادي المعلمة (One Parameter Logistic Model): يرتبط بإسم عالم الرياضيات الدنمركي جورج راش، يفترض أن لكل فقرة معلمة صعوبة خاصة بها، وجميع الفقرات لها نفس القدرة التمييزية بين الأفراد، ويفترض عدم لجوء الأفراد للتخمين عند الإجابة عن الفقرات، النموذج اللوجستي ثنائي

المعلمة (Two Parameter Logistic Model): اقترحه بيرنبوم (Birnbom)، يتفق مع النموذج أحادي المعلمة بأن افتراض التخمين في حده الأدنى، ولكل فقرة معلمة صعوبة خاصة بها وأيضا قدرة تمييزية خاصة بها، النموذج اللوجستي ثلاثي المعلمة (Three Parameter Logistic Model): يفترض أن لكل فقرة معلمة صعوبة ومعلمة تمييز خاصة بها، كما ويفترض لجوء الفرد للتخمين وأن مستوى التخمين يختلف من فقرة لأخرى.

ثانيا: النماذج المتعددة الاستجابة Polytomous IRT Models: تستخدم هذه النماذج لتدريج فقرات المقاييس ذات الاستجابات المتعددة أو المترتبة، عادةً تستخدم في مقاييس الإتجاهات و الشخصية حيث تكون عدد البدائل أكثر من بديلين (Cavanagh & Romanoski, 2006)، وتعطي هذه النماذج معلومات أكثر عن قدرة الأفراد من تلك التي نحصل عليها من الإستجابات الثنائية (Reise & Yu, 1990)، وتضم هذه النماذج: نموذج الاستجابة المترتبة (Graded Response Model) (GRM) (Response Model) لـ ساميجما (Samejima, 1969)، ونموذج التقدير الجزئي (Partial Credit Model) (PCM) لـ ماسترز (Masters, 1982)، ونموذج الاستجابة الإسمية (Nominal Response Model) (NRM) لـ بوك (Bock, 1972)، ونموذج المقياس المترج (Rating Scale Model) لـ أندرش (Andrich, 1978)، ونموذج التقدير الجزئي المعمم (Generalized Partial Credit Model) لـ موراكي (Muraki, 1992).

نموذج الاستجابة المترتبة (Graded Response Model , GRM)

اقترحت هذا النموذج ساميجما (Samejima, 1969;1972)، وذلك لتوفير إطار نظري عام للتعامل مع درجات الفقرة المترتبة (0 , 1 , 2 ,m) في نظرية الاستجابة للفقرة. ويستند نموذج الاستجابة المترتبة على النموذج ثنائي المعلمة (2PLM) (Reise & Yu,)

(1990). ويمثل هذا النموذج العلاقة المنحنية بين مستوى قدرة الفرد واحتمال الاستجابة عن كل خيار من خيارات الإجابة، وهذا النموذج لا يشترط أن تكون جميع فقراته مشتملة على نفس العدد من الفئات، ووفق هذا النموذج يكون لكل فقرة معلمة تمييز واحدة (a_i)، ومجموعة من معالم العتبات الفارقة (Thresholdes)، ويرمز لها بالرمز $(\beta_1, \beta_2, \beta_3, \dots, \beta_m)$ ، وعدد هذه المعالم أقل من عدد خيارات الاستجابة بواحد صحيح، وهو عدد المنحنيات المميزة الاجرائية لخيارات هذه الفقرة، فإذا كان عدد خيارات الاستجابة خمسة خيارات كمقياس ليكرت، وكانت الدرجة الخاصة بهذه الخيارات هي 0 , 1 , 2 , 3 , 4 ، فإن عدد المنحنيات المميزة الاجرائية (Operating Characteristic Curve) للفقرة يساوي 4 منحنيات، لكل منها نفس معامل التمييز، ولكن تختلف في معالم العتبات الفارقة $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4$ (Nering & Ostini, 2010; Samejima, 1997).

ويمكن تفسير قيمة العتبة الفارقة (β_{ij}) على أنها تمثل مستوى السمة اللازمة، لكي تتخطى الاستجابة العتبة الفارقة (j) باحتمال قدرة (0.5). كما ويتم معالجة الفقرة وفق هذا النموذج بواسطة سلسلة من الأجزاء الثنائية، فإذا كان عدد خيارات الاستجابة خمسة خيارات، والدرجات الخاصة بهذه الخيارات هي 0 , 1 , 2 , 3 , 4 ، فإن معالجة الفقرة في هذه الحالة يتم من خلال سلسلة الأجزاء الثنائية التالية: (0 مقابل 1 , 2 , 3 , 4) ، (1 , 2 , 3 , 4 مقابل 0) ، (2 , 3 , 4 مقابل 0) ، (0 , 1 , 2 , 3 , 4 مقابل 0) ، (1 , 2 , 3 , 4 مقابل 0) ، (2 , 3 , 4 مقابل 0) ، (0 , 1 , 2 , 3 , 4 مقابل 0) (Nering & Ostini, 2010; Samejima, 1997).

ويتم تقدير احتمال الاستجابة لكل جزء من الأجزاء الثنائية من خلال معادلة النموذج الثنائي، ويكون ميل المنحنيات المميزة الاجرائية متساوٍ داخل كل فقرة، أي أن قدرة أجزاء الإجابة

على التمييز بين المستويات المختلفة متساوٍ، ولكن قدرة الفقرات على التمييز تختلف فيما بينها (Fraley, Waller & Brennan, 2000).

وفي نموذج الاستجابة المتدرجة يتم الوصول الى منحنيات الاستجابة للأجزاء الثنائية ضمن خطوتين: الخطوة الأولى تتضمن حساب احتمال إجابة الفرد لكل جزء من الأجزاء الثنائية للحصول على المنحنيات المميزة الاجرائية من خلال النموذج الثنائي وفق معادلة (1) :

$$p_{ix} = \frac{e^{a_i(\theta - \beta_{ij})}}{1 + e^{a_i(\theta - \beta_{ij})}} \quad \dots\dots\dots 1$$

وتتضمن الخطوة الثانية حساب مقدار الاحتمال الفعلي لخيارات الاستجابة الخمسة، وذلك عن طريق طرح احتمال اجابة الفرد لكل جزء من الأجزاء الثنائية من احتمال اجابة الفرد للجزء الذي يليه وفق معادلة (2):

$$P_{ix}(\theta) = P_{ix}^*(\theta) - P_{ix+1}^*(\theta) \quad \dots\dots\dots 2$$

وكون أن أداة جمع البيانات في الدراسة الحالية من نوع ليكرت الثلاثي والرباعي والخماسي والسباعي والتي يناسبها نموذج الاستجابة المتدرجة تم تبني هذا النموذج في الدراسة الحالية.

طرق تقدير القدرة

إنبتق عن نظرية الاستجابة للفقرة أساليب رياضية لتقدير قدرة الأفراد الكامنة التي تقف وراء استجابتهم على مجموعة من الفقرات وهما أسلوب الأرجحية العظمى (Maximum Likelihood (ML)، وأسلوب بيز (Bayesian Estimation (BE)).

وهناك ثلاثة طرق تعتمد عليها طريقة الأرجحية العظمى (Maximum Likelihood (ML):

1- طريقة الأرجحية العظمى المشتركة: Joint Maximum Likelihood Estimation Method (JMLE).

تطبق هذه الطريقة على النماذج اللوجستية الأحادية والثنائية والثلاثية المعالم، بحيث يتم تقدير معالم القدرة للأفراد والفقرات معاً من خلال نمذجة احتمالات استجابات الأفراد بتقديرات مبدئية لمستويات القدرة (Baker, 2001).

2- طريقة الأرجحية العظمى الشرطية: Conditional Maximum Likelihood Estimation Method (CMLE).

تطبق هذه الطريقة على النموذج اللوجستي أحادي المعلمة، بحيث يتم فصل المعالم الإحصائية للأفراد أثناء عملية التدرج ويكون اقتران الإحتمالية (Likelihood) مشروطاً بعدد الإجابات الصحيحة للأفراد على فقرات الاختبار، وتعتبر العلامة الكلية للفرد عن مستوى قدرته (θ) (Hambleton & Swaminathan , 1985).

3- طريقة الأرجحية العظمى الهامشية: Marginal Maximum Likelihood Estimation Method (MMLE).

تطبق هذه الطريقة على النماذج اللوجستية الأحادية والثنائية والثلاثية المعالم، حيث يتم إيجاد اقتران الإحتمالية الهامشي (Marginal Likelihood Function) لمعالم الفقرة، من خلال تكامل اقتران الكثافة الإحتمالية (Density Likelihood Function) على معالم القدرة بعد ذلك إيجاد تقديرات لمعالم الفقرات، وإذا كانت تقديرات معالم الفقرات معروفة فإنه من الممكن تقدير معالم القدرة للأفراد (Hambleton & Swaminathan , 1985).

أما عن أسلوب بيز (Bayesian Estimation (BE)) فقد انبثق عنه عدة طرق منها
(Hambleton & Swaminathan , 1985):

1- طريقة توقع التوزيع البعدي (Expected A posteriori (EAP): حيث يعتمد تقدير القدرة للأفراد على تقديرات معالم الفقرات من خلال الأرجحية العظمى الهامشية، ويتم حساب توقع التوزيع البعدي (EAP) من خلال الوسط الحسابي للتوزيع البعدي للقدرة (θ) دون اللجوء الى تقريب متتابع كما في طريقة الأرجحية العظمى الهامشية.

وتمتاز هذه الطريقة بأنها غير متكررة (Non-Iterative)، وسريعة الحساب، وتعطي تقدير للقدرة (θ) لجميع أنماط استجابات الأفراد، ومن المآخذ عليها أنه عندما يكون عدد فقرات الأداة قليل فإن التقدير يكون متحيزاً نحو وسط التوزيع، لأنها تعتمد على معلومات أولية عن وسط المجتمع وانحرافه المعياري. (Hambleton & Swaminathan , 1985).

2- طريقة القيمة العظمى للتوزيع البعدي (Maximum A posteriori (MAP): يطلق على هذه الطريقة اسم (التعظيم البعدي)، إجراءاتها تشبه إجراءات الأرجحية العظمى، بحيث يتم عمل تقريب متتالي لإعطاء تقديرات ثابتة لمعلمة القدرة (θ)، ويتم تقدير (θ) عن طريق تعظيم (θ) نفسها، وفي هذه الطريقة يتم استخدام معلومات سابقة عن توزيع القدرة (θ)، بحيث يتم اختيار الأفراد من توزيع طبيعي معياري وسطه الحسابي (0) وانحرافه المعياري (1).

وفي الدراسة الحالية تم تناول طريقة توقع التوزيع البعدي كأحد طرق أسلوب بيز
Expected Aposteriori (EAP).

مطابقة الفرد (Person Fit)

في السنوات الأخيرة زاد الاهتمام بمسألة تقييم قدرة الفرد، احتلت هذه المسألة محور اهتمام كثير من الباحثين في مجال التعليم وعلم النفس وصانعي القرارات، حيث أن تقدير القدرة للأفراد ذوي أنماط الاستجابة غير الجدية للنموذج المستخدم تكون غير دقيقة وغير صادقة، وعليه فإن القرارات المتخذة بناء على هذه التقديرات ستكون غير عادلة. ولتقدير قدرة الفرد بشكل دقيق، لا بد من تحديد أنماط الاستجابة غير الجدية لتساعدنا في الكشف عن مطابقة الفرد (Person Fit) (Lopez & Montesinos,2005; Meijer & sijtsma, 2001).

وتعد مطابقة الفرد مؤشراً إحصائياً يستخدم لتحليل أنماط الاستجابة لتوضح درجة المطابقة بين نموذج الاختبار ونمط استجابة الفرد (De la Torea & Deng, 2008)، ومطابقة الفرد مؤشراً إحصائياً يحدد أنماط الاستجابة ويوضح الاستجابات غير المطابقة (Aberrant) أو غير العادية (Unusual) للفرد.

وذكر كل من هامبلتون وسوامنثان وروجرز (Hambleton, Swaminathan & Rogers, 1991) أن أداء الفرد على الفقرات عادةً يتأثر بالخصائص الشخصية والمعرفية والنفسية ومن هذه الخصائص: الغش والتخمين (Karabatsos, 2003; Meijer, 1996) والقلق ومستوى الدافعية (Birenbaum, 1986; Schmitt & Crocker, 1984)، وأيضاً هناك خصائص ديموغرافية مثل: الجنس والعرق والتحيز الثقافي (Schmitt, Chan, Sacco,) (McFarland, & Jennings, 1999).

ويتخذ القرار بمطابقة نمط الاستجابة باختبار فرضية صفرية، فإذا صنف نمط الاستجابة على أنها غير مطابقة، فهذا يوضح أن الإختبار غير صادق، أو أن المقياس غير ملائم للفرد (De la Torea & Deng,2008) .

تم اقتراح ثلاث طرق لبحث مطابقة الفرد لنموذج نظرية الاستجابة للفقرة (Meijer & Van Krimpen–stoop,1999) وهي: طريقة اختبارات مطابقة الفرد (PFT) (Person–Fit Test) حيث يتم في هذه الطريقة اختبار النموذج المقدم لسلوك الاستجابة الطبيعي ضد نموذج بديل لسلوك الاستجابة غير المطابق، وطريقة دالة استجابة الفرد (Person Response Function (PRF) حيث تعطي هذه الدالة احتمالية الاستجابة الصحيحة للفرد عند قدرة ثابتة كاقتران لصعوبة الفقرة، وطريقة إحصائيات مطابقة الفرد (Person Fit Statistics)(PFS) والتي تشير الى درجة المطابقة بين النموذج اللوجستي الذي تم اختياره ونمط علامة الفرد على الفقرة، ويمكن قياس درجة المطابقة بواسطة إحصائي مطابقة الفرد الذي يوضح مدى استجابة الفرد عن فقرات المقياس وفقا لافتراضات النموذج المستخدم، ويكون نمط الاستجابة غير مطابق إذا كانت غير محتملة في ظل ذلك النموذج المستخدم (Karabatsos,2003).

إحصائيات مطابقة الفرد (Person Fit Statistics , PFS)

هناك العديد من إحصائيات مطابقة الفرد تختلف بقدرتها على الكشف عن عدم الاهتمام أثناء الاستجابة (Carelessness Responding) (Meijer,1997)، بعضها قادر في الكشف عن الاستجابات العشوائية (random responding) وأشكال أخرى من الاستجابات غير الجدية (Insufficient Effort Responding) (IER) وبعضها أفضل في الكشف عن المستجيبين

الذين لا يفهمون التعليمات (Karabatsos,2003). وتم تقسيم إحصائيات مطابقة الفرد الى مجموعتين رئيسيتين هما:

المجموعة الأولى: المؤشرات القائمة على المجموعة (Group – based indices)، يتم في هذه المجموعة مقارنة أنماط الاستجابة الملاحظة بأنماط الاستجابة المتوقعة استناداً الى مجموع خصائص الفقرة المحسوب من العينة الكلية.

المجموعة الثانية: المجموعة القائمة على نماذج نظرية الاستجابة للفقرة (based indices IRT)، تعمل هذه المؤشرات على تصنيف نمط استجابة الفرد بالاعتماد على مدى انحراف النمط الملاحظ عن النمط المتوقع المتولد من نموذج نظرية الاستجابة للفقرة المستخدم (Karabatsos,2003).

كما وتم تصنيف إحصائيات مطابقة الفرد إلى إحصائيات معلمية (Parametric) وإحصائيات لامعلمية (Non-Parametric) حيث أن الإحصائيات اللامعلمية لا تعتمد على معالم نظرية الاستجابة للفقرة المقدرة، وإنما يتم حسابها من إجابات الأفراد على مجموعة من فقرات الاختبار ومن الأمثلة عليها: الإحصائي C والإحصائي U3 (Karabatsos,2003)، وأما الإحصائيات المعلمية فهي تقيس الفرق بين علامات المقياس وأنماط الاستجابة المقدرة من تقديرات معالم نموذج الاستجابة للفقرة ومن الأمثلة عليها: الإحصائي l_0 والإحصائي l_z ، والإحصائي l_{z*} (Blais & Raiche, 2005; De la Torea & Deng, 2008).

تركز الدراسة الحالية على المؤشر الإحصائي l_z^p (Standarized Maximum Likelihood)، حيث قام كل من ليفن وروبن (Levin & Rubin,1979) باقتراح اقتران لوغاريتم الأرجحية

العظمى l_0 (Function log-likelihood) في الكشف عن مطابقة الفرد للفقرات ثنائية التدرج الذي يعطى في معادلة (3).

$$l_0 = \sum_{i=1}^j [X_j \ln P_j(\hat{\theta}) + (1 + X_j) \ln(1 - P_j(\hat{\theta}))] \quad \dots \quad 3$$

حيث إن:

x_j : استجابة الفرد للفقرة .

j : عدد فقرات الإختبار .

$p_j(\theta)$: إحتمال إجابة الفرد ذي القدرة θ عن الفقرة j إجابة صحيحة.

ولأن التوزيع الإحصائي لـ l_0 غير معروف ولا يوجد نقطة قطع محددة للإحصائي l_0 ، قام كل من دراسكو وليفن ووليمز (Drasgow , Levine & Williamas,1985) باقتراح لوغاريتم الأرجحية المعياري (l_z Standardized Log-Likelihood Statistic) وذلك بتحويل l_0 إلى صورة معيارية تشبه العلامه المعيارية الزائية (z-score) الذي يعطى بمعادلة (4) للفقرات ثنائية التدرج:

$$l_z = \frac{l - E(l_0)}{\text{Var}(l_0)^{\frac{1}{2}}} \quad \dots \quad 4$$

حيث إن:

$(E(l_0))$: القيمة المتوقعة لـ l_0

$\text{var}(l_0)$: التباين في l_0

$$E(l_0) = \sum_{j=1}^j \{P_j(\hat{\theta}) \ln P_j(\hat{\theta}) + [1 - P_j(\hat{\theta})] \ln [1 - P_j(\hat{\theta})]\} \quad \dots\dots\dots 5$$

$$\text{Var}(l_0) = \sum_{j=1}^j P_j(\hat{\theta}) [1 - P_j(\hat{\theta})] \left\{ \ln \frac{P_j(\hat{\theta})}{1 - P_j(\hat{\theta})} \right\}^2 \quad \dots\dots\dots 6$$

أما فيما يتعلق بالفقرات المتعددة التدريج، فقد قام كل من دراسقو وليفن ووليمز (, Drasgow Levine & Williams,1985) باشتقاق إحصائي مطابقة الفرد l_z^p للبيانات المتعددة الاستجابة، إذ يبدأ الإحصائي l_0^p بتعريف المتجهات $V=(V_1, V_2, \dots, V_j)$ كمتجه عشوائي لبدائل الاستجابة على مجموعة من الفقرات، حيث يكون متجه الاستجابة الملاحظ عن الفقرات هو $V=(V_1, V_2, \dots, V_j)$ والصيغة الرياضية للإحصائي l_0^p هي :

$$l_0^p = \sum_{j=1}^J \sum_{m=1}^A \delta_m(v_j) \ln P_{jm}(\hat{\theta}) \quad \dots\dots\dots 7$$

حيث إن:

M : بدائل الاستجابة ($m=1,2,3,\dots$).

p_{jm} : نسبة المستجيبين للبديل m عن الفقرة ج.

$sm(v_j)$: تساوي (1) إذا كانت الاستجابة الملاحظة تساوي m ، و (0) إذا كانت غير ذلك.

وبما أن الإحصائي l_o^p يتم باستخدام نفس إجراءات الإحصائي l_z فإن الصورة المعيارية له والخاصة بالفقرات المتعددة التدرج تكون على النحو التالي:

$$l_z^p = \frac{l_o^p - El(l_o^p)}{Var(l_o^p)^{\frac{1}{2}}} \dots\dots\dots 8$$

حيث إن الصيغة الرياضية للقيمة المتوقعة وللتباين هي:

$$E(l_o^p) = \sum_{j=1}^J \sum_{m=1}^A P_{jm}(\hat{\theta}) \ln P_{jm}(\hat{\theta}) \dots\dots\dots 9$$

$$Var(l_o^p) = \sum_{j=1}^J \left[\sum_{m=1}^A \sum_{k=1}^A P_{jm}(\hat{\theta}) P_{jk}(\hat{\theta}) \ln P_{jm}(\hat{\theta}) \ln \left(\frac{P_{jm}(\hat{\theta})}{P_{jk}(\hat{\theta})} \right) \right] \dots\dots 10$$

يتوزع الإحصائي l_z^p توزيعاً طبيعياً فقط عندما يتم استخدام القدرة الحقيقية (θ) في المعادلة السابقة (Molenaar & Hoijtink, 1990)، وبزيادة مدى عدم مطابقة الفرد فان قيمة الإحصائي l_z^p تتناقص، والقيمة السلبية للإحصائي l_z^p تشير إلى عدم المطابقة (Sinharay,2015)، ومن الجهة الأخرى وجدت الأبحاث أن الإحصائي l_z^p ربما لا يتوزع

طبيعياً عندما يتم تقدير (θ) من $(\hat{\theta})$ (Nering,1995;Schmitt, Chan , Sacco ,)
(McFarland , & Jennings,1999).

اقترح سنيجرز (Snijder's, 2001) تصحيح للإحصائي l_z وأصبح يعرف بالإحصائي l_{z^*} ، وذلك لجعل الإحصائي l_z طبيعياً عند استخدام $(\hat{\theta})$ ، حيث قام (Snijder's, 2001) بتطبيق هذا التصحيح على الفقرات ثنائية التدرج، بعد ذلك قام سنهاري (Sinharay,2015) بتعميم تصحيح Snijder's على الإحصائي l_z^p على الفقرات متعددة التدرج.

يختلف أداء الإحصائي l_z باختلاف معالم الفقرة، وطريقة تقدير القدرة، ونموذج نظرية الاستجابة للفقرة، ونوع الاستجابة غير الجدية، ونسبة المستجيبين غير الجديين (Deu & Reise,1991; Karabatsos, 2003Nering, 1995 ; Reise,1995 ; Pina & Montesions,2005).

تم في الدراسة الحالية تقصي أداء الإحصائي l_z^p في الكشف عن جهود المستجيبين غير الجدية وغير الكافية ضمن مستويات مختلفة من القدرة وطريقة تقديرها وبتدرج مختلف للفقرة.

الاستجابات غير الجدية (IER) (Insufficient Effort Responding)

عرف باير وبالنجر وبيري وويتز (Baer, Ballenger, Berry & Wetter, 1997) الاستجابات غير الجدية على أنها عدم قدرة المستجيب أو عدم رغبة المستجيب في الاستجابة عن الفقرات باهتمام، وميز الباحثون الآخرون عدم الرغبة في عدم القدرة للاستجابة عن فقرات المقياس وتحديد (IER) على أنها عدم الرغبة بدلاً من عدم القدرة في الاستجابة بشكل غير كافٍ (Liu, Bowling, Huang & Kent,2013)، ترتبط أسباب حدوث الاستجابات غير الجدية (IER) باهتمام المستجيبين، ودافعيتهم، والمشتتات البيئية، وطول المقياس (Meade &

(Craig, 2012)، ولا يتم تصنيف المستجيبين الذين لديهم دافع لاستكمال الإستبانة ضمن (IER).

وتحدث الاستجابات غير الجدية (IER) عندما لا يعطي المستجيب انتباهه لفقرات المقياس أثناء استجابته على تلك الفقرات (Huang, Curran, Keeney, Popski & Deshon, 2012)، وقد سميت هذه الاستجابات بعدة مسميات منها: الاستجابة العشوائية (random responding)، والاستجابة غير الواضحة (inattentive responding)، وعدم الاهتمام أثناء الاستجابة (Carelessness Responding)، والاستجابة غير الجدية (insufficient effort responding) (Meade & Craig, 2012).

وهناك كثير من الأدبيات التي أشارت إلى حجم (IER) كمشكلة أساسية في الاستجابة عن فقرات المقياس التي تؤدي إلى إرباك النتائج الإحصائية المستقاة من تلك البيانات، حيث تؤثر الاستجابات غير الجدية (IER) على صدق وجودة البيانات بشكل سلبي وتؤثر على الثبات والإستنتاجات الإحصائية المستخلصة من تلك البيانات، وتهديد صدق البيانات يتضمن تأثير المستجيبين بالإتجاهات الإيجابية، أو الإتجاهات السلبية، أو النمطية أثناء الاستجابة، والتحيز المحايد، والموافقة (McGrath, Mitchell, Kim & Hough, 2010).

من المهم أن نميز بين الاستجابات غير الجدية والأنواع الأخرى من الاستجابات المزورة على المقاييس، حيث يميز نيكولز وجرين وسيمولك & Nichols (Schmolck, 1989) بين التزوير في الاستجابة على المحتوى وعدم الاستجابة على المحتوى؛ فالتزوير في الاستجابة على المحتوى يكون تزوير جيد أو تزوير سيئ (بمعنى التأثير بالإنطباع الإيجابي أو بالإنطباع السلبي) في حين عدم الاستجابة على المحتوى يتضمن عدم إعطاء

المستجيب انتباهه لل فقرات أثناء الاستجابة، وجدت الأبحاث أن هاتين الظاهرتين ترتبطان بشكل سلبي مع (IER) (Manicai & Rogge, 2014).

وذكر برادبورن وسدمان ووانسينك (Bradburn, Sudman & Wansink, 1973) أن استخدام مصطلحات غامضة وصعبة واختصارات غير معروفة عند المستجيبين تؤدي إلى ظهور استجابات غير جدية فهي تحد من قدرتهم على فهم الفقرات أو فهمها بطريقة أخرى، لذلك على الباحث أن يتجنب مثل هذه المصطلحات والإختصارات وإن أُجبر على استخدامها فلا بد من توضيحها للمستجيبين.

ومن الممكن أن تكون هناك اتجاهات سلبية سابقة لدى المستجيب اتجاه موضوع المقياس، الأمر الذي يؤدي الى عدم جدية المستجيب أثناء الاستجابة (Kountur, 2016)، كما أن وجود فقرات حساسة سواء بطريقة مباشرة أو غير مباشرة في المقاييس غير المعرفية تؤدي الى (IER)، وهي الفقرات التي يتجنبها المستجيب أو التي يقوم بتموية الاجابة عليها، وذلك تجنباً للإحراج لأنها تعكس أموراً خاصة عند المستجيب (Reaser, 1975).

وضح زيجلست وسيجيما (Zijlst & Sijtsma, 2011) أن وجود الاستجابات غير الجدية تؤثر على قيم التحليلات الإحصائية من أوساط حسابية وانحرافات معيارية التي تؤدي إلى التحيز، كما وتؤثر مثل هذه الاستجابات على الصدق والثبات، فعند حساب الصدق المرتبط بمحك فإن وجود الاستجابات غير الجدية يؤدي إلى تضخم بمعامل الارتباط بين المتنبئ والمتنبأ به (Huang et al., 2012). كما أن الاستجابات غير الجدية تؤدي إلى وجود عامل جديد عند استخدام التحليل العاملي كمؤشر لصدق الأداه، حيث إن البناء العاملي للبيانات بوجود الاستجابات غير الجدية يختلف عنه بعد حذفها (Alquraan, 2019). كما يصعب التنبؤ بأثر

الاستجابات غير الجدية على الثبات، فقد تؤدي إلى انخفاض أو ارتفاع معامل الثبات (Meade & Craig, 2012). ووضح كوك وفاوست ومير (Cook, Faust, Meyer, 2016) أنها تؤثر سلباً في تشخيص الأمراض والتقارير النفسية، و بناءً عليها يتم تصنيف الأفراد في العيادات النفسية والمجالات الطبية، وتؤثر بشكل خطير على النتائج المستخلصة من التقييمات والأبحاث الطبية، كما أن الاستجابات غير الجدية تدخل في كل المجالات سواءً أكانت علمية أو طبية أو استراتيجية أو اجتماعية أو نفسية، وغيرها من المجالات التي تعتمد في قراراتها على البيانات التي تم جمعها من أدوات القياس المختلفة، لذلك لا بد من الكشف عن هذه الاستجابات حتى لا تؤثر بشكل سلبي على تلك القرارات.

أنواع المستجيبين غير الجديين:

أجرى كل من ميد وكريج (Meade & Craig, 2012) تحليلاً عن استجابات المستجيبين بطرق متنوعة للكشف عن الاستجابات غير الجدية وكانت ضمن ثلاثة أنواع:

1- المستجيبون الضميريون (Conscientious Responders): هم مستجيبون مدركون يستجيبون على المقياس بصدق كما أنهم يتجنبون الفقرات الزائفة (Bogus Items) ويتسمون بانسجام عالٍ أثناء الاستجابة.

2- المستجيبون العشوائيون (Random Responders): هم مستجيبون يستجيبون بجهود غير كافية، يقضون وقتاً أقل من المستجيبين الضميريين في الاستجابة عن فقرات المقياس، أيضاً يتجنبون كثيراً من الفقرات الزائفة (Bogus Items) ويتسمون بانسجام منخفض أثناء الاستجابة.

3- المستجيبون النمطيون (Patterned Responders): هم مستجيبون يتبعون نمط معين أثناء الاستجابة ويقضون وقتاً أقل في الاستجابة عن فقرات المقياس.

طرق الكشف عن الاستجابات غير الجدية (Insufficient Effort Responding (IER))

تم في الجزء السابق من مطابقة الفرد التطرق الى إحصائيات مطابقة الفرد كطرق للكشف عن الاستجابات غير الجدية (IER) حسب النظرية الحديثة (IRT) حيث تم في هذه الدراسة استخدام إحصائيات مطابقة الفرد (Person Fit Statistics , PFS) كطريقة للكشف عن الاستجابات غير الجدية، وتتطلب هذه الطرق متخصصين وأصحاب خبرة في تطبيقها لأنها أكثر صعوبة وتعقيداً من الطرق التقليدية، وفيما يلي بعض الطرق التقليدية التي تكشف عن الاستجابات غير الجدية :

1- طريقة الفقرات الزائفة (Bogus Items Method): استخدام مجموعة من الفقرات وكل فقرة يكون لها إجابة واضحة أو يتم تأييد الفقرة من قبل المستجيبين مثلاً (أعمل 28 ساعة في اليوم)، فالمستجيبين الذين يقومون بتأييد الفقرات الزائفة يتم تصنيفهم على أنهم غير جديين (Beach, 2001).

2- سلسلة الإجابات المتكررة (Long String): هذه الطريقة تكشف الأفراد الذين يستجيبون بنفس الاستجابة على التوالي على مجموعة من الفقرات، أيضاً تكشف عن الأفراد الذين يستجيبون باستجابة قصيرة على الفقرات كهذه الاستجابة مثلاً (2 , 1 , 2 , 1 , 2 , 1) وما شابه ذلك (Meade & Craig ,2012).

3- Post-hoc indices: طرق إحصائية تستخدم بعد جمع البيانات للكشف عن الاستجابات غير الجدية، حيث يعد الوقت اللازم لاستكمال الإجابة أحد هذه المؤشرات في

الكشف عن الاستجابات غير الجدية، وبعض هذه المؤشرات هدفها معرفة الإتساق حيث يتم تصنيف الأفراد على أنهم غير جديين اذا كان لديهم اتساق منخفض على الفقرات (Meade & Craig, 2012).

4- مقياس مهالنوبيس (Mahalanobis): وهو مقياس المسافة لتحديد أثر القيم الشاذة على قيم معاملات الانحدار، حيث يعتمد على قيمة المستوى الدلالي لمربع كاي التي بدورها تعبر عن وجود استجابات شاذة للأفراد على البيانات ويتم ذلك بعد التحقق من شروط التوزيع الطبيعي (Niessen, Meijer & Tendeiro, 2016).

التحيزات المعرفية:

تنتج التحيزات المعرفية بشكل عام في حال وجود خيارين متنافسين وغير متكافئين في قيمتهما الإنفعالية فقط (Mathews & Macleod, 2002)، أكد كل من داس وتينج (Das & Teng, 1999) ويودكوسكي (Yudkowsky, 2008) أن التحيزات المعرفية ما هي الا نتاج سلبي لثلاث عمليات استدلالية هي التمثيل (Representativeness) والذي يقصد به نزعة الفرد الى تخيل أن ما يراه هو ما يمكن أن يحدث، والتوافر (Availability) والذي يقصد به أن الفرد عندما يتخيل ما سيحدث فانه يقوم بتذكر مواقف وأحداث سابقة، والتأسيس والتكيف (Anchoring and Adjustment) والذي يقصد به قيام الفرد بتحديد نقطة انطلاق مبدئية غير مؤكدة ومن ثم تعديل موقفه بناءً على ذلك.

تشير التحيزات المعرفية الى "تمط من الإنحراف في اتخاذ الأحكام يحدث في حالات معينة ويؤدي إلى تشويه الإدراك الحسي أو إعطاء أحكام غير دقيقة أو تفسيرات غير منطقية" (Kahneman & Tversky, 1972, p:430). وتعرف التحيزات المعرفية أيضاً بأنها "الأخطاء

المنهجية أو المنظمة في التفكير" (Lilienfeld, 2017,p:68). ويعرف الحموري (2017,p:1) التحيزات المعرفية بأنها "الأخطاء التي يقع فيها الفرد عند استخدامه مجموعة من الاجراءات والإستراتيجيات التوجيهية للتفاعل مع البيئة المحيطة التي تمكنه من اكتساب المعرفة وتنظيمها".

أكد كل من فان ديرجاج وزملاؤه (Van der Gaag et al., 2013) أن التحيزات المعرفية تشمل على: الإنتباه الإنتقائي (التحيز الإدراكي)، وتحيز جمع المعلومات (التحيز الإستدلالي)، المعروف باسم القفز إلى الإستنتاجات، والتشكيك المعروف باسم عدم مرونة التفكير الذي يمنع الفرد من التفكير بطريقة سليمة، والتحيز المصاحب الذي يرتبط بالنزعة الى تقليل احتمالية المصادفة والمبالغة في زيادة احتمالية السببية بين الأشياء والأحداث، وأخيراً تحيز ضبط المصدر الذي يتمثل بعزو الفرد أفكاره وحالاته الانفعالية الى مصادر خارجية.

وفي التحيزات المعرفية لا تتأثر القدرة على معالجة المعلومات، انما تتحرف عملية المعالجة كثيراً في تقييم المعلومات، وإصدار الأحكام حول المثيرات التي قد تؤدي الى تشوه الادراك، والتفسيرات التنبؤية أو ما يعرف باللاعقلانية (Van der Gaag et al., 2013).

ويشير كروجلانسكي وأجزين (Kruglanski & Ajzen, 1983) الى أن التحيزات المعرفية إما أن ترتبط بالدافعية؛ بحيث يكون لدى الفرد نزعة لتشكيل وتبني معتقدات تخدم حاجات الفرد ورغباته، وإما أن تكون ذات طابع معرفي؛ بحيث يلجأ الفرد الى استخدام طرق لاعقلانية في تفسير الأحداث والتنبؤ بها، تعمل على توجيه انتباهه نحو بعض أنواع المعلومات والفرضيات والنقليل من أهمية معلومات وفرضيات أخرى، أو تجاهلها مع أنها قد تكون أساسية لتفسير الموقف والتنبؤ به.

مشكلة الدراسة واسئلتها

بينت عدد من الدراسات أن احتواء البيانات على الاستجابات غير الجدية له آثار سلبية على تقدير معالم الفقرات وقدرات الأفراد، ويقلل من قدرة الباحثين على إعادة الدراسات والحصول على النتائج نفسها؛ حيث أن الاستجابات غير الجدية تؤثر بشكل سلبي على الصدق والثبات. ومن الناحية التطبيقية فإن غالبية الباحثين في علم التربية والنفس يعتمدون بشكل أساسي على الدرجة الكلية للمقياس لتقدير القدرة ودراسة العلاقات ما بين المتغيرات المختلفة.

ومن هنا يأتي دور إحصائيات مطابقة الفرد (PFS)، حيث اهتم كثير من الباحثين بجودة البيانات التي يتم جمعها، وذلك للتأكد من أنها خالية من أنماط الاستجابة غير الجدية (Meda & Craig, 2012)، إضافةً إلى ذلك دراسة عدم كفاية الجهود التي يبذلها الأفراد (Insufficient Effort Responding , IERs) ودراسة عدم اهتمام الفرد أثناء الاستجابة (Careless Response)، وخاصةً في المقاييس غير المعرفية (Non Cognitive Measurement)؛ الأمر الذي يؤدي إلى ظهور أنماط الاستجابة غير الجدية .

وقد جاءت هذه الدراسة لتتناول أهم المؤشرات الإحصائية المتعلقة بمطابقة الفرد الذي اتصف بندرة تناوله في البحوث التربوية والنفسية وأن غالبية البحوث تناولت مطابقة الفرد ضمن النماذج ثنائية الاستجابة (Sinhary,2015)، إضافةً إلى ذلك جاءت هذه الدراسة من أجل التركيز على الكشف عن نسب الاستجابات غير الجدية في المقاييس غير المعرفية التي تتأثر بنقص الدافعية للمستجيبين على مثل هذه الأدوات (المقاييس غير المعرفية) وتحديد هذه النسب حسب مستويات القدرة وفق نموذج الاستجابة المتدرجة في نظرية الاستجابة للفقرة وتحت ظروف مختلفة من فئات تدريج الفقرة.

وحاولت الدراسة الحالية الإجابة عن الأسئلة التالية:

(1) هل تختلف خصائص التوزيعات الإحصائية العينية للمؤشر l_z^p باختلاف عدد فئات تدرج

المقياس (ثلاثي، رباعي، خماسي، سباعي)؟

(2) هل تختلف نسب الاستجابات غير الجدية وفق مؤشر l_z^p باختلاف عدد فئات تدرج المقياس

(ثلاثي، رباعي، خماسي، سباعي)؟

(3) هل تختلف نسب الاستجابات غير الجدية وفق مؤشر l_z^p باختلاف مستوى القدرة

(منخفض، متوسط، عالٍ)؟

أهمية الدراسة

تتبع أهمية الدراسة من خلال تناولها لأحد أهم المؤشرات الإحصائية والأكثر انتشارًا واستخدامًا من بين إحصائيات مطابقة الفرد وهو l_z^p ومعرفة أداء هذا الإحصائي في الكشف عن أنماط الاستجابات غير الجدية، باختلاف فئات تدرج الفقرات (ثلاثي، رباعي، خماسي، وسباعي) عند مستويات مختلفة من القدرة وطريقة تقديرها. كما أن استخدام أداة قياس غير معرفية بفقرات متعدد التدرج يضيف أهمية أخرى للدراسة، حيث إن الحجم الأكبر من الدراسات، قد ركز على الفقرات ثنائية التدرج (0,1) والمقاييس المعرفية. حيث من المتوقع أن تسهم نتائج الدراسة في مساعدة الباحثين في تحديد عدد فئات التدرج للفقرات من نوع ليكرت الممكن استخدامه في دراساتهم وأبحاثهم وذلك لضمان جودة البيانات. فاختيار عدد فئات التدرج الذي يقلل من نسب الاستجابات غير الجدية في البيانات، يساعد الباحثين في الحصول على بيانات ذات جودة عالية، بالتالي تزيد من درجة الثقة بالنتائج التي يتم الحصول عليها بناء على تلك البيانات.

التعريفات الاصطلاحية

المؤشر الإحصائي l_z^p : أحد المؤشرات الإحصائية المبنية على طريقة تقدير الأرجحية العظمى والذي يقيس المطابقة بين نموذج نظرية الاستجابة للفقرة ونمط استجابة الفرد.

نموذج الاستجابة المتدرجة: أحد نماذج نظرية الاستجابة للفقرة، يعتمد على فقرات متعددة التدرج، يستند هذا النموذج على النموذج اللوجستي ثنائي المعلمة (2PLM).

القدرة: مقدار السمة التي تكمن وراء أداء الأفراد على فقرات الإختبار أو المقياس.

الاستجابة غير الجدية: نمط استجابة لا يعكس القدرة الحقيقية للمفحوص.

متغيرات الدراسة

أولاً: المتغيرات المستقلة

- عدد فئات تدرج الفقرة، ولها أربع فئات (الثلاثي والرباعي والخماسي والسباعي).
- مستويات القدرة، ولها ثلاث فئات (منخفض، متوسط، عالٍ).

ثانياً: المتغير التابع

- نسبة الاستجابات غير الجدية وفقاً للمؤشر الإحصائي l_z^p .

محددات الدراسة

1- استخدام مؤشر إحصائي واحد وهو الإحصائي l_z^p .

2- فئات التدرج للفقرة (ثلاثي، رباعي، خماسي، سباعي).

3- نموذج الاستجابة المتدرجة.

الفصل الثاني

الدراسات السابقة

اهتم كثير من الباحثين في المجال النفسي والتربوي بموضوع مطابقة الفرد لما له أثر كبير على اتخاذ القرارات، وعليه تناولت العديد من الدراسات هذا الموضوع فبعض الدراسات استخدمت بيانات مولدة والبعض الآخر استخدمت بيانات حقيقية ومن هذه الدراسات :

أجرى شمت وكروكر (Schmitt & Crocker,1984) دراسة هدفت الى معرفة العلاقة بين اختبار للقلق وبعض المؤشرات الاحصائية المعلمية واللامعلمية واستخدم الباحثان مجموعة اختبارات للقراءة والعلوم والرياضيات للصفين السابع والثامن، حيث تم تطبيق اختبار القلق (TASA) قبل موعد الإختبار بإسبوعين، أظهرت نتائج الدراسة باستخدام تحليل الإنحدار أن هناك علاقة بين مؤشرات مطابقة الفرد وقلق الإختبار للأفراد ذوي القدرة المتدنية، وكلما زادت قدرة الأفراد تزداد العلاقة بشكل سلبي وأن هناك علاقة ضعيفة بين الأفراد ذوي القدرة المتوسطة ومؤشرات مطابقة الفرد.

وقام بيرنباوم (Birenbaum,1986) بدراسة هدفت الى معرفة العلاقة الإرتباطية بين الإحصائي I_z والعلامات على مقياس الشخصية (مقياس القلق ومقياس الدافعية)، أظهرت نتائج الدراسة أن معامل الإرتباط بين الإحصائي I_z وعلامات مقياس القلق كان منخفضاً وأيضاً بين الإحصائي I_z وعلامات مقياس الدافعية، كما وبينت النتائج أن الأفراد ذوي العلامات المنخفضة على مقياس القلق وعلامات مرتفعة على مقياس الدافعية كانت عندهم نسبة عدم

المطابقة أعلى من الأفراد ذوي العلامات المنخفضة على مقياس الدافعية وعلامات مرتفعة على مقياس القلق .

وقام كوجت (Kogut,1987) بدراسة فاعلية الإحصائي l_z في الكشف عن أنماط الاستجابة غير المطابقة حيث استخدم معالم الفقرات المقدره ببيانات مولدة مطابقة للنموذج اللوجستي ثلاثي المعلمة (3PLM)، وأظهرت النتائج أنه عند استخدام معالم الفقرات المقدره أدت إلى انخفاض قوة الإحصائي l_z في الكشف عن أنماط الاستجابة غير المطابقة مقارنة بقوة الإحصائي l_0 الذي لم يتأثر بقيم معالم الفقرات المقدره، حيث أن الإحصائي l_0 ليس له توزيع معروف والإحصائي l_z له توزيع طبيعي معياري .

وفي دراسة قام بها كل من ريس وديو (Due &Reise,1991) هدفت إلى معرفة أثر طول الإختبار (7 , 21 , 35 , 49) فقرة ومدى صعوبة الفقرات (1,1-) ، (2,2-) ، (3,3) ضمن خمسة مستويات من التخمين (0 , 0.05 , 0.1 , 0.15 , 0.2) على قوة الاحصائي l_z في الكشف عن الأنماط غير المطابقة وفق النموذج اللوجستي ثلاثي المعلمة (3PLM) بإستخدام بيانات مولدة، أظهرت نتائج الدراسة أن زيادة طول الاختبار يزيد من قوة الإحصائي في الكشف عن الأنماط غير المطابقة ، وكلما زاد مدى صعوبة الفقرات تزداد نسب الكشف عن الأنماط غير المطابقة، وبينت النتائج أنه كلما قل التخمين تزداد نسب الكشف عن الأنماط للأفراد من ذوي القدرات المتدنية ، وأن نسب الكشف عن الأنماط غير المطابقة لم تتأثر بوجود التخمين للأفراد ذوي القدرات العليا .

وفي دراسة قام بها كل من جيسارولي ومارفن (Gessaroli & Marvine, 1992) للتعرف على أثر النموذج اللوجستي (2PLM, 3PLM) وطول الإختبار (40، 80) فقرة عند

مستويات مختلفة من الدلالة ($\alpha = 0.01, 0.05, 0.10$) على خصائص توزيع إحصائي مطابقة الفرد l_z . وقد أظهرت نتائج الدراسة أنه في حالة استخدام النموذج اللوجستي ثنائي المعلمة (2PLM) والإختبار المكون من 40 فقرة كان الوسط الحسابي للتوزيع يساوي -0.007 ، والانحراف المعياري يساوي 1.003 ، والإلتواء يساوي -0.621 ، والتقلطح يساوي 0.509 ، وعند استخدام النموذج اللوجستي ثلاثي المعلمة (3PLM) والإختبار المكون من 80 فقرة كان الوسط الحسابي للتوزيع يساوي 0.005 ، والانحراف المعياري يساوي 0.999 ، والالتواء يساوي -0.355 ، والتقلطح يساوي 0.209 ، ويلاحظ من النتائج أن الوسط الحسابي والانحراف المعياري للتوزيع الإحصائي l_z لم يتأثرا بنوع النموذج اللوجستي وطول الإختبار، في حين أن الإلتواء والتقلطح تأثرا بشكل واضح بالنموذج اللوجستي وطول الإختبار.

كما وأجرى شميت وكورتينيا وويتني (Schmitt , Cortina & Whiteny, 1993) دراسة هدفت إلى تقصي أثر وجود الأنماط غير المطابقة على صدق اختبار محكي المرجع حيث تم استخدام الإحصائي l_z للكشف عن هذه الأنماط في بطارية اختبارات في الميكانيكا تم تطبيقها على عينة مكونة من 201 شخص وفق النموذج ثلاثي المعلمة، أظهرت النتائج تحسنا قليلا على معامل الارتباط بين المتنبئ والمحك عند حذف الأنماط غير المطابقة.

ودرس كبار (Kbar,1994) أثر طول الاختبار (20,30,60 فقرة) وتوزيع القدرة (طبيعي، منتظم) على فاعلية المؤشر الإحصائي l_z في الكشف عن أنماط الاستجابة غير المطابقة (التخمين ، التكاثر) وفي هذه الدراسة تم استخدام بيانات مولدة وفق النموذج اللوجستي ثلاثي المعلمة (3PLM)، وأظهرت نتائج الدراسة أنه بزيادة طول الإختبار تزداد قوة الإحصائي في الكشف عن أنماط الاستجابة غير المطابقة، حيث كان معدل الكشف (Detection Rate)

يساوي 0.84 للاختبار المكون من 60 فقرة، في حين أن توزيع القدرة لم يكن له أي تأثير على فاعلية الإحصائي.

وأجرى رايس (Rise,1995) دراسة هدفت إلى تقصي الخصائص السيكومترية ذات العلاقة بتطبيقات نظرية الإستجابة للفقرة بالإعتماد على إحصائي مطابقة الفرد l_z في مجال قياس الشخصية وفق النموذج اللوجستي ثنائي المعلمة (2PLM)، وتكونت عينة الدراسة من 2000 فرد، حيث بلغ عدد الإناث 1127 بوسط حسابي يساوي 40.78، وانحراف معياري يساوي 9.36، في حين بلغ عدد الذكور 873 بوسط حسابي يساوي 43.09، وانحراف معياري يساوي 10.60. وقد أظهرت نتائج الدراسة أن التوزيع الفرضي للمؤشر الإحصائي l_z لم يكن معيارياً تماماً عند استخدام معالم الفقرة على مقياس الشخصية، حيث كان تباين التوزيع الفرضي للمؤشر l_z أقل وبشكل ملحوظ من القيمة المفترضة وهي 1.00 تحت ظروف مختلفة. كما أظهرت النتائج أن قوة المؤشر الإحصائي l_z للكشف عن الإستجابة غير المطابقة تتأثر بأسلوب الدرجات.

وأجرى نيرنج (Nering,1995) دراسة هدفت إلى معرفة أثر استخدام القدرة الحقيقية والقدرة المقدرّة على خصائص التوزيع الإحصائي l_z باختلاف مدى الصعوبة (1 , -1) (-2 , 2) - (3 , 3) عند مستويين من التخمين (0.0 , 0.2) ضمن النموذج اللوجستي ثلاثي المعلمة (3PLM)، وأظهرت نتائج الدراسة أن الوسط الحسابي والانحراف المعياري للإحصائي l_z قريباً من (1 , 0) وكان المؤشر ملتوٍ التواءً سالباً وتقلطحه موجباً عند استخدام القدرة الحقيقية لكن أدى استخدام القدرة المقدرّة الى تغيير قيم الوسط الحسابي والانحراف المعياري الى (0.18 و 09) مما أدى الى زيادة الالتواء السالب والتقلطح الموجب بشكل كان واضحاً، كما وتمت

ملاحظة أنه عند تغيير مستوى التخمين لم يحدث أي تأثير على خصائص التوزيع الطبيعي للإحصائي l_z .

قام لي وأولينك (Li & Olejnik, 1997) بدراسة قارنا فيها بين خمسة مؤشرات معيارية هي ($ECI4_z$, $ECI2_z$, Z_u , $Z_w l_z$)، باستخدام بيانات مولدة ضمن نموذج راش وتحت ظروف مختلفة في طول الإختبار (60، 30 فقرة)، وعدد الأبعاد في البيانات (أحادية البعد، وثنائية البعد)، ونوع عدم المطابقة (علامات عالية زائفة، علامات منخفضة زائفة)، وقد أظهرت النتائج أنه كلما زاد طول الإختبار زادت نسبة الأنماط غير المطابقة، وكشف المؤشر (l_z) عن أعلى نسبة من الأنماط غير المطابقة في حالة البيانات أحادية البعد للعلامات المنخفضة الزائفة وحالة البيانات ثنائية البعد للعلامات العالية الزائفة، وكشف المؤشر ($ECI4_z$) عن أعلى نسبة من الأنماط غير المطابقة عندما تكون البيانات ثنائية البعد للعلامات المنخفضة الزائفة، في حين كشف المؤشر (Z_w) عن أعلى نسبة عندما تكون البيانات أحادية البعد للعلامات العالية الزائفة، كما أظهرت النتائج أيضا أن كل المؤشرات لها التواء موجب، وأن المؤشر ($ECI4_z$) كان أكثر المؤشرات تمتعاً بخصائص التوزيع الطبيعي.

وفي دراسة قام بها ميجر ونيرنغ (Meijer & Nring, 1997) هدفت إلى معرفة أثر القدرة المقدر بثلاث طرق هي (MLE , BIW , EAP) على قوة المؤشر الإحصائي l_z وفق النموذج الثنائي والثلاثي، أظهرت نتائج الدراسة أن تقدير القدرة باستخدام BIW أقل تحيزا في تقدير القدرة، مما أدى إلى تحسن قوة الإحصائي l_z في الكشف عن الأنماط غير المطابقة.

وفي دراسة قام بها نيرنغ (Nering, 1998) هدفت إلى معرفة تأثير أنماط الإجابة غير المطابقة على معالم الأشخاص المطابقين، وأيضا معرفة خصائص التوزيع الإحصائي للمؤشرين (l_z) والمؤشر (ZU_3) في حالة وجود الأنماط المطابقة والأنماط غير المطابقة عند استخدام

طرق مختلفة من طرق تقدير القدرة (MLE) (EAP) (BIW)، ولتحقيق هدف الدراسة قام الباحث بتوليد أنماط مطابقة وأنماط غير مطابقة، أظهرت نتائج الدراسة أن طريقة (EAP) تجعل تقدير القدرة أقل تحيزاً، وطريقة (BIW) تنتج خصائص قريبة من التوزيع الطبيعي للمؤشرين (l_z) و (zu_3) وأن أنماط الاستجابة غير المطابقة إذا ما دخلت في عملية المعايرة فإنها ستؤثر على تقدير معالم الفقرات وقدرات الأفراد، ولذلك قام الباحث بإقتراح عمل معياريتين أحدهما أولية لتحديد أنماط الاستجابة غير المطابقة والأخرى بعد حذف أنماط الاستجابة غير المطابقة، هذا الإجراء من الممكن أن يعمل على تحسين أداء المؤشرات الإحصائية لمطابقة الفرد.

وأجرى شميت وشان وساكو ومكفارلاند وجينينج (Schmitt, Chan, Sacco,) (McFarland & Jenning, 1999) دراسة هدفت إلى تقصي العلاقة بين الإحصائي l_z ومقياس الشخصية (الدافعية والضمير)، وبين الإحصائي l_z واختبار معرفي وأثر الجنس والعرق على هذه العلاقة، أظهرت نتائج الدراسة أن معامل الارتباط بين الإحصائي l_z ومقياس الدافعية يساوي (0.26)، ومعامل الارتباط بين الإحصائي l_z ومقياس الضمير يساوي (0.34)، ومعامل الارتباط بين الإحصائي l_z والاختبار المعرفي يساوي (0.12)، كما وكان واضح في هذه النتائج أن متوسط الإحصائي l_z عند الذكور على الاختبار المعرفي أكبر من عند الإناث، ومن الجهة الأخرى كان متوسط الإحصائي l_z عند الأمريكيان من أصل إفريقي على الاختبار المعرفي أكبر من عند الأمريكيان من أصل أبيض، وقد عزي الباحثون ذلك الى عدم الاهتمام بالأمريكان من أصل إفريقي، وأيضاً بالنسبة للاختبارات الشخصية فقد كان واضحاً لا يوجد فرق في متوسط الإحصائي l_z يعزى الى الجنس أو العرق.

وفي دراسة قام بها كل من ميجر وفان (Meijer & Van, 1999) للتعرف على خصائص التوزيع الإحصائي I_z باستخدام الإختبارات التقليدية والإختبارات التكيفية المحوسبة (CAT) ضمن بيانات مولدة وفق النموذج اللوجستي ثنائي المعلمة (2PLM)، وأطوال مختلفة من الإختبار (80، 50، 20 فقرة)، وقد أظهرت نتائج الدراسة أنه في حالة استخدام القدرة الحقيقية في الإختبارات التقليدية، كان الوسط الحسابي والانحراف المعياري للإحصائي هو (0، 1)، وكان الإحصائي له التواءً سالباً، كما تقترب خصائص الإحصائي من خصائص التوزيع الطبيعي كلما زاد طول الإختبار، ولكن عند استخدام القدرة المقدره، زاد الإلتواء بالإتجاه السالب وزاد التقلطح بالإتجاه الموجب، كما أن قيم الوسط الحسابي والانحراف المعياري تأثرت بشكل واضح فقط للإختبار القصير (20 فقرة)، وللإختبارين (80، 50 فقرة) كانت القيم قريبة جداً من القيم المناظرة لها في التوزيع الطبيعي. أما في الإختبارات المحوسبة، فقد أظهرت نتائج الدراسة أن هناك تبايناً كبيراً بين توزيع الإحصائي I_z والتوزيع الطبيعي عند استخدام القدرة المقدره وكذلك عند استخدام القدرة الحقيقية.

وأجرى سنجرز (Snijders, 2001) دراسة للتعرف على أثر طول الإختبار (10، 30، 50 فقرة) على فاعلية إحصائي مطابقة الفرد I_z بدلالة الخطأ من النوع الأول، وكذلك بدلالة قدرة الإحصائي في الكشف عن أنماط الاستجابة غير المطابقة والتي تعود لعوامل: السرعة، الغش، وفقدان الدافعية. واستخدم الباحث بيانات ثنائية مولدة وفق النموذج اللوجستي ثلاثي المعلمة (3PLM)، كما استخدم الباحث القدرة المقدره ($\hat{\theta}$) لحساب الإحصائي I_z حيث قام بتصحيح تباين الإحصائي، وتم حساب الخطأ من النوع الأول، وقوة الإحصائي عند مستويات من القدرة تتراوح قيمها بين -2.5 و 2.5 بزيادة منتظمة مقدارها 0.5، وعند مستويات من الدلالة الإحصائية (0.10، 0.05، 0.02، 0.01) α ، وأظهرت نتائج الدراسة أن الخطأ من النوع

الأول يقترب من المستوى الإسمي عبر جميع مستويات القدرة عند مستويات الدلالة (0.10، 0.05)، أما عند مستويات الدلالة (0.02، 0.01) فقد كان الخطأ من النوع الأول يبتعد كثيراً عن المستوى الإسمي. وأظهرت النتائج أيضاً أن الخطأ من النوع الأول يكون أكثر اقتراباً من المستوى الإسمي كلما زاد طول الإختبار. وفيما يتعلق بقوة الإحصائي في الكشف عن أنماط الاستجابة غير المطابقة، فقد أظهرت النتائج أن قوة الإحصائي كانت عالية المعدل في الكشف عن أنماط عدم المطابقة والتي تعود لعامل الغش عند مستويات القدرة المتدنية، وكانت عالية أيضاً في الكشف عن أنماط عدم المطابقة والتي تعود لعامل فقدان الدافعية عند مستويات القدرة العالية، وتزداد قوة الإحصائي في الكشف بزيادة طول الإختبار، أما قوة الإحصائي في الكشف عن أنماط الاستجابة غير المطابقة والتي ترجع لعامل السرعة فقد كانت منخفضة جداً عبر جميع مستويات القدرة وعند جميع مستويات الدلالة الإحصائية.

وفي دراسة أجراها لامبيريانو و بويل (Lamprianou & Boyle, 2004) بهدف تقصي أثر مجموعة من المتغيرات (اللغة، العرق) في توليد أنماط استجابة غير مطابقة أكثر من غيرها وفق نموذج راش اعتماداً على المؤشرات المبنية على البواقي وهما مؤشر المطابقة الداخلي ومؤشر المطابقة الخارجي. ولتحقيق هدف الدراسة استخدم الباحثان اختبار الرياضيات للمناهج الوطنية لثلاث دورات (1998.1999.2000)، وتكونت عينة الدراسة من (3746) طالباً وطالبة، وقد بلغت نسبة الذكور 42% عام 1998، و 45% عام 1999، و 45% عام 2000. أظهرت نتائج الدراسة أن الطلبة الذين يتحدثون اللغة الإنجليزية كلغة ثانية، والطلبة الذين ينتمون إلى أقليات عرقية أكثر إلى حد ما في توليد أنماط استجابة غير مطابقة، كما أظهرت النتائج أن متغير اللغة كان أقل أهمية من متغير العرق في توليد استجابات غير مطابقة.

كما وأجرى كل من بلاس ورايس (Blais & Raiche, 2005) دراسة هدفت الى معرفة خصائص التوزيع الاحصائي l_z باستخدام خمس طرق مختلفة لتقدير القدرة وهذه الطرق هي: (AEAP , MLE , MAP , WLE , Weighted Maximum Likelihood) واستخدم الباحثان بيانات مولدة وفقا للنموذج اللوجستي ثلاثي المعلمة (3PLM)، على اختبار عدد فقراته 85 فقرة وفق مستويات مختلفة من القدرة تراوحت بين (3,3-) بزيادة منتظمة مقدارها 0.25، وتم التنبؤ بالمئين الأول والمئين الخامس للتوزيع الاحصائي l_z باستخدام الانحدار الخطي المتعدد عند مستوى القدرة المقدر وخطأها المعياري، حيث كان معامل الارتباط أكبر من 0.9 خاصة عند استخدام طرق التقدير AEAP , MLE , WLE ، وأظهرت نتائج الدراسة أن طريقة التقدير (MAP) فقط هي التي أظهرت أقل معاملات تحديد ($r^2=0.84$) وعلى الأغلب في المئين الخامس من التوزيع.

وقام لوبيز ومونتيسنيوس (Lopez & Montesions, 2005) بدراسة قارنا فيها بين خمسة مؤشرات هي: ($z_u l_z$, z_w , ECl , ECl_4z)، ضمن نموذج راش وباستخدام بيانات مولدة تحت ظروف مختلفة في حجم العينة (100,250,500,1000)، ومدى الصعوبة (1.1-) و (-) (2.2)، وشكل التوزيع القدرة (طبيعي ومنتظم) وطول الإختبار (15,30 فقرة)، ولتحقيق هدف الدراسة قام الباحثان بتوليد بيانات مطابقة للنموذج الثلاثي، ثم عمل تقدير للبيانات على نموذج راش باستخدام برنامج (ConQuest). وقد أظهرت نتائج الدراسة أن الوسط الحسابي والانحراف المعياري للمؤشرين ($z_w l_z$,) لم يكونا كما هو متوقع لهما بسبب استخدام المعالم المقدر بدلاً من القيم الحقيقية على الرغم من اختلاف الأساس الرياضي لهما، إلا أنهما أظهرتا نفس السلوك تقريباً في هذه الدراسة وتحت الظروف المختلفة، حيث أنه كلما ضاق مدى صعوبة الفقرات وزاد طول الإختبار تحسنت خصائص التوزيع الطبيعي لهما، كما أظهرت نتائج الدراسة أيضاً أن

وسط المؤشر (ECl_{4z}) وانحرافه المعياري قريبان من القيم المناظرة لهما في التوزيع الطبيعي، كما تراوح معدل الكشف عن الأنماط غير المطابقة للمؤشرين (ECl_{2z} , ECl_{4z}) بين (- 10% - 5%) وهذه النسب أعلى منها للمؤشرات الأخرى (z_w, z_u, l_z).

وفي دراسة أجراها كل من دولوريس ولوبيز (Dolores & Lopez, 2005) قارنا فيها بين الإحصائي l_z والإحصائي ECl_{4z} من حيث توزيع الإحصائي وقوته في الكشف عن الأنماط غير المطابقة باستخدام أحجام عينات مختلفة (1000، 500، 205، 100)، وتوزيعين للقدرة (منتظم، طبيعي)، ومدى للصعوبة بين -2، 2 على إختبارين (30، 15 فقرة) وفق النموذج اللوجستي أحادي المعلمة (1PLM)، وقد أظهرت نتائج الدراسة أن التوزيع الإحصائي l_z ينحرف عن التوزيع الطبيعي عند استخدام المعالم المقدره وقد كان أقل من الإحصائي ECl_{4z} من حيث توزيع الإحصائي، وقوته في الكشف عن الأنماط غير المطابقة باستخدام أحجام عينات مختلفة (1000، 500، 205، 100)، وتوزيعين للقدرة (منتظم، طبيعي)، ومدى للصعوبة بين -2، 2 على إختبارين (30، 15 فقرة) وفق النموذج اللوجستي أحادي المعلمة (1PLM)، كما أظهرت نتائج الدراسة أن توزيع l_z ينحرف عن التوزيع الطبيعي عند استخدام المعالم المقدره وقد كان أقل قوة من الإحصائي ECl_{4z} في الكشف عن الأنماط غير المطابقة للنموذج.

وفي دراسة قام بها براون وفيريال (Brown & Villarreal, 2007) هدفت إلى معرفة أثر كل من الجنس والعرق ومستوى الصف على مطابقة الفرد ضمن النموذج اللوجستي ثنائي المعلمة (2PLM)، قام الباحثان بتطبيق اختبار تكيفي محوسب (CAT) لمادة الرياضيات للصف الثاني و الثامن الأساسي تم اختيارهم من 300 مدرسة من 10 ولايات أمريكية وبلغ حجم العينة ($N=160000$) طالب، ولغايات تقدير درجة عدم المطابقة تم حساب الإحصائي l_z لكل طالب، أظهرت نتائج الدراسة أنه لا يوجد أثر للجنس على أنماط مطابقة الفرد، ولكن زادت أنماط

عدم المطابقة بزيادة مستوى الصف، وأظهرت النتائج أن الأفراد السود كانت لهم أنماط استجابة غير مطابقة أكثر من الأفراد البيض.

وقد اقترح دينغ (Deng,2007) طريقة لتحسين مطابقة الفرد بالإعتماد على أسلوب تصحيح تقدير القدرة وتوزيعها المرجعي ($\hat{\theta}^*$)، ولغاية تحقيق هدف الدراسة قام بدراسة أثر طول الإختبار (30 , 20 , 10 فقرة) وأثر الأبعاد (4, 2=D) وأثر معامل الارتباط بين القدرات (= 0.9 , 0.7 , 0.4 , 0.0 p) على فاعلية الإحصائي I_z بدلالة الخطأ من النوع الأول وعلى فاعلية الإحصائي في الكشف عن الأنماط غير المطابقة عند خمس مستويات من مستويات القدرة (1.41 , 0.53 , 0.0 , -0.53 , -1.41) وثلاثة مستويات من مستويات الدلالة الإحصائية (0.10 , 0.05 , 0.01 = α) وقام الباحث باستخدام بيانات مولدة وفقاً للنموذج اللوجستي ثلاثي المعلمة (3PLM). أظهرت نتائج الدراسة أنه كلما زاد طول الإختبار وكلما زاد عدد الأبعاد وزاد معامل الارتباط بين القدرات تزيد من فاعلية الإحصائي I_z في الكشف عن الأنماط غير المطابقة ويكون مقدار الفرق بين الخطأ من النوع الأول والمستوى الإسمي أقل ما يمكن.

كما وأجرى بيتريديو ووليمز (Petridou & Williams,2007) دراسة هدفت إلى معرفة أثر كل من (القدرة، الجنس، اللغة، الدافعية، القلق) على مطابقة الفرد في مستويين (الصف والفرد) وفق النموذج الهرمي، وقد حصل الباحثان على بيانات اختبار الرياضيات الذي طور من قبل فريق تقييم الرياضيات لمشروع التعلم والتعليم في جامعة مانشستر . وكانت عينة الدراسة تتكون من (674) طالباً وطالبةً في (23) مدرسة أساسية في إنجلترا. أظهرت نتائج الدراسة أن متغير القدرة كان دال احصائياً في الكشف عن الأنماط غير المطابقة عند مستوى الفرد والصف أكثر

من المتغيرات الأخرى وكما أظهرت النتائج أن متغير اللغة كان دال إحصائياً في الكشف عن الأنماط غير المطابقة في نموذج المطابقة الداخلية فقط.

وفي دراسة قام بها كل من دي لا توري ودنغ (De la Torea & Deng,2008) هدفت إلى تقصي فاعلية الإحصائي l_z بدلالة الخطأ من النوع الأول عند أطوال مختلفة من اختبارات أحادية البعد (50 , 30 , 10 فقرة)، ومستويات مختلفة من القدرة ، ومستويات مختلفة من الدلالة الإحصائية (0.01 , 0.10 , 0.05 , 0.02 = α)، باستخدام بيانات مولدة ضمن النموذج اللوجستي ثلاثي المعلمة (3PLM) ، كما ودرس الباحثان فاعلية الإحصائي l_z في الكشف عن أنماط عدم المطابقة (فقدان الدافعية، السرعة، الغش) وجميعها بنفس الظروف عند درجة قطع تساوي 0.8، أظهرت نتائج الدراسة أن طريقة تصحيح القدرة وتوزيعها المرجعي قد قدمت أفضل النتائج من حيث التقارب بين الخطأ من النوع الأول المقدر والخطأ الإسمي مقارنة مع الطرق الأخرى التي استخدمت القدرة الحقيقية (θ) والقدرة المقدرة ($\hat{\theta}$) وطريقة سنجرز، وكان واضحاً أن هذه الطريقة هي الأكثر فاعلية في الكشف عن أنماط عدم المطابقة وخاصة كلما زاد طول الإختبار (50فقرة).

وقام الجراح (2009) بدراسة هدفت إلى مقارنة ثلاثة مؤشرات إحصائية لمطابقة الفرد ضمن نماذج استجابة الفقرة الأحادي والثنائي والثلاثي (1PLM, 2PLM, 3PLM) في ظل أوضاع مختلفة من طول الإختبار ومدى الصعوبة والتمييز والتخمين، ولتحقيق أغراض الدراسة استخدم الباحث بيانات إختبار تمس الدولي (TIMSS, 2003) لمبحث الرياضيات، كما استخدم برنامج (BilogMG, V3) لتقدير معالم الفقرات ومعالم القدرة، وبرنامج (R- Fit) لحساب مؤشرات مطابقة الشخص، وبرنامج (SPSS) لمعرفة خصائص توزيع المؤشرات. وقد أظهرت

نتائج الدراسة حول نسب الكشف عن الأنماط غير المطابقة عبر نماذج استجابة الفقرة وعبر الإختبارات المختلفة أن المؤشر (ζ_2) كشف عن أعلى نسبة من الأنماط غير المطابقة ثم المؤشر (l_z) ثم المؤشر (Z_w) . وكان أفضل مؤشر تمتع بخصائص التوزيع الطبيعي لمستويات القدرة العالية عبر نماذج استجابة الفقرة الأحادي والثنائي والثلاثي وعبر الأطوال المختلفة للإختبارات هو (ζ_2) ، وأفضل مؤشر تمتع بخصائص التوزيع الطبيعي لمستويات القدرة المتوسطة عبر نماذج استجابة الفقرة الأحادي والثنائي والثلاثي وعبر الأطوال المختلفة للإختبارات هو (Z_w) ، وأفضل مؤشر تمتع بخصائص التوزيع الطبيعي لمستويات القدرة المتدنية ضمن النموذج الأحادي والثلاثي هو (ζ_2) ، وضمن النموذج الثنائي المؤشر (Z_w) . كما أظهر المؤشر (ζ_2) ميلا نحو خصائص التوزيع الطبيعي عبر مستويات القدرة كافة، وعبر نماذج استجابة الفقرة وعبر الأطوال المختلفة للإختبارات، كما أظهر المؤشران (l_z, Z_w) تشابها من حيث أن لهما التواءً سالباً وتفلطحاً موجباً عبر المستويات المختلفة من القدرة وعبر نماذج استجابة الفقرة الأحادي والثنائي والثلاثي وعبر الأطوال المختلفة للإختبارات على الرغم من اختلاف الأساس الرياضي لهما.

وفي دراسة قام بها دودين وداربي (Dodeen & Darabi, 2009) هدفت إلى معرفة العلاقة بين مطابقة الفرد وعدد من مستويات الإختبار في مادة الرياضيات باستخدام الإحصائي l_z ضمن النموذج اللوجستي ثلاثي المعلمة (3PLM)، حيث قام الباحثان بإعداد اختبار يقيس اتجاهات الطلاب نحو مادة الرياضيات، تكون الإختبار من (15) فقرة من نوع الإختبار من متعدد وكان لكل فقرة أربعة بدائل، والإختبار الآخر يقيس مستوى قلق الطلاب إتجاه مادة الرياضيات تكون من 30 فقرة وأيضاً من نوع الإختبار من متعدد ولكل فقرة أربعة بدائل، وكان هناك اختبار آخر يقيس مستوى الدافعية عند الطلاب لتعلم مادة الرياضيات تكون من (15) فقرة

من نوع الاختيار من متعدد و لكل فقرة أربعة بدائل، تكونت عينة الدراسة من (1075) طالب من طلبة الصف العاشر في مدارس جنوب الأردن، أظهرت نتائج الدراسة أن مستوى الدافعية عند الطلاب لتعلم مادة الرياضيات كان له أقوى علاقة، وأعلى ارتباطاً مع مطابقة الفرد، بينما مستوى القلق واتجاهات الطلاب نحو مادة الرياضيات كان لهما بعض التأثير.

كما وأجرى حمادنة (2011) دراسة هدفت الى التحقق من فاعلية الإحصائي I_z واستند الباحث على الطريقة المقترحة دي لا توري ودنغ (De la Torea & Deng,2008) القائمة على اسلوب تصحيح تقدير القدرة وتوزيعها المرجعي ضمن حجوم عينة مختلفة ($N = 40000$, 1000 , 2000) باختلاف النموذج اللوجستي (2PLM, 3PLM) ، وتقييم فاعلية الإحصائي بقدرته على ضبط الخطأ من النوع الأول، وقدرته في الكشف عن أنماط الاستجابة غير المطابقة، قام الباحث باستخدام برنامج Wingen 2 لتوليد معالم الفقرات وفق النموذجين، وقدرات الأفراد، واستجابات ثنائية للأفراد على اختبار مكون من 50 فقرة في ضوء ما تم توليده من معالم الفقرات ومن معالم القدرة ، واستخدم الباحث برنامج Bilog لتقدير قدرات الأفراد وفق طريقة بيز (EAP)، وتم تصحيح القدرات المقدره بالإعتماد على دالة معلومات الإختبار، وتم توليد (5000) قدرة جديدة اعتمادا على التوزيع المعدل الجديد عند كل مستوى من مستويات القدرة التي تراوحت بين -2 الى 2 بزيادة منتظمة مقدارها 0.5 ، وتبعها توليد استجابات ثنائية لهذه القدرات، ومن ثم تقدير هذه القدرات وتصحيحها، وأيضاً استخدم الباحث برنامج W-Perfit وذلك لحساب إحصائي مطابقة الفرد I_z لكل نمط استجابة تم توليده، ثم تم حساب الخطأ من النوع الأول الإمبريقي عند ثلاثة مستويات إسمية من الدلالة (0.01 , 0.10 , 0.05 , $\alpha =$). أظهرت نتائج الدراسة أن الخطأ من النوع الأول كان أكثر اقتراباً من المستوى الاسمي كلما زاد حجم العينة في النموذج اللوجستي الثنائي والثلاثي المعلمة، وكان واضحاً في النتائج أن قوة

الإحصائي كانت مرتفعة عند مستويات القدرة المتدنية ($-2, 0.0, -1.5, -1$) بينما كانت منخفضة عند مستويات القدرة العالية ($2, 1.5, 0.0, 1$)، وأظهرت النتائج أن قوة الإحصائي تزداد بزيادة حجم العينة في كل من النموذجين. كما ولخصت الدراسة أن إحصائي مطابقة الفرد كان فعالاً في الكشف عن أنماط الاستجابة غير المطابقة مهما اختلف حجم العينة، ومهما اختلف النموذج اللوجستي المستخدم، ويبدو أنه كان فعالاً في النموذج اللوجستي الثلاثي أكثر من النموذج اللوجستي الثنائي.

وفي دراسة قام بها كل من ميجر وتنديرو (Meijer & Tendeiro, 2014) هدفت إلى استخدام ثلاثة مؤشرات لامعلمية ($U3C^*$, H^T) لتقييم جودة نتائج الإختبارات الفردية في ضوء متغيرين (الجنس، العرق)، كما وكان اهتمام الباحثين بالتعرف إلى أنماط درجة الفقرة غير المطابقة، ودراسة العلاقة بين درجات مطابقة الفرد في المجموعات الفرعية للجنس والعرق. واعتمد الباحثان على تحليل البيانات التجريبية لاختبار تربوي عالي المخاطر (اختبار قبول الطلبة في كلية الحقوق). وقد أظهرت نتائج الدراسة عن عدم وجود فروق في نمط درجة الفقرة بين الذكور والإناث المتقدمين للإختبار، كما أظهرت النتائج عن وجود فروق دالة إحصائياً في وسط قيم المؤشر الإحصائي H^T داخل المجموعات الفرعية لمتغير العرق.

وقام كل من كوي وموسافي (Cui & Mousavi, 2015) بدراسة هدفت الى استخدام المؤشر الاحصائي (l_z) لتحليل مطابقة الفرد على مقياس تقييمي ضمن النموذج الخطي الهرمي، قام الباحثان باستخدام اختبار رياضيات باللغة الانجليزية للصف التاسع، والذي يعطي المعلومات عن الوضع التعليمي للطلبة ومعرفة تحصيلهم الأكاديمي في مادة الرياضيات، تكونت عينة الدراسة من 42252 طالب وطالبة، حيث تراوحت قيم (l_z) من -4.65 الى 2.68 بوسط حسابي 0.2، وانحراف معياري 0.83 ، وقيمة الالتواء -0.535 ، وقيمة التقلطح 0.528 ،

ولم يكن توزيع (l_z) طبيعياً معيارياً، أظهرت نتائج الدراسة أن 4% من التباين في (l_z) يعزى لمتغير مستوى الصف وأظهرت نتائج التحليل للنموذج الخطي الهرمي أن عدد الطلبة والمتنبئات بمستوى الصف لها دلالة احصائية.

كما وأجرى كوك وفاست وماير وفاست (Cook, Faust, Meyer & Faust, 2015) دراسة هدفت الى معرفة أثر الاستجابات غير الجدية على نتائج التقييمات الجنائية والطب الشرعي والتقارير النفسية ومخاطرها على تفسير النتائج بتطبيق مقياسين على فئة كل من الشباب والمراهقين، أظهرت نتائج الدراسة أن وجود الاستجابات غير الجدية والعشوائية أثرت وبشكل جوهري على نتائج التقييمات الجنائية والطب الشرعي والتقارير النفسية بشكل خاطئ مما يؤدي الى قرارات غير عادلة بحق الأفراد.

وفي دراسة قام بها سنهاري (Sinharay,2015) هدفت الى تقييم مطابقة الفرد للاختبارات متعددة النماذج باستخدام الإحصائي (l_z) والاحصائي (k_2) وفق نموذج التقدير الجزئي المعمم وضمن أطوال مختلفة للاختبار (120 , 30 , 60 فقرة) ومستويين من مستويات الدلالة الاحصائية (0.05، 0.01 = α)، وطريقتين تقييم التكرار وتدقيق النموذج التنبؤي البعدي. أظهرت نتائج الدراسة أن طريقة تدقيق النموذج التنبؤي البعدي أكثر فاعلية من الإحصائي l_z والإحصائي k_2 مقارنة بطريقة التكرار، وكان واضحاً بأن الإحصائي k_2 كان الأكثر فاعلية في الكشف عن عدم المطابقة في حال تم تغيير الاجابات من الفقرات الأكثر صعوبة أو الفقرات الأكثر سهولة .

وأجرى نيس وميجر وتينديرو (Niessen, Meijer, Tendeiro 2016) بدراسة هدفت للكشف عن الاستجابات غير الجدية في الاستبانات الالكترونية، كما وأوضحت الدراسة مجموعة من الطرق للكشف عن هذه الاستجابات وهي: طريقة الاتساق الداخلي، وطريقة مقياس

مهلاونوبيس، وطريقة الفقرات الزائفة، وطريقة وقت الاجابة، أظهرت النتائج أن طريقة الفقرات الزائفة الأكثر فعالية في الكشف عن أكبر عدد من المستجيبين غير الجديين، وأن طريقة وقت الاجابة تقلل من الاجابات العشوائية والجهود غير الكافية، وتم كشف عن المستجيبون الذين لديهم نمطية في الاستجابة بطريقة الاتساق الداخلي.

وفي دراسة قام بها ريوس وجيو وماو وليو (Rios, Guo, Mao & Liu, 2016) هدفت الى تقييم أثر الاستجابات غير الجدية على العلامات الحقيقية للمقياس، وتحديد طرق و أهمية الكشف عن هذه الاستجابات وكيف تؤثر الاستجابات غير الجدية على الوسط الحسابي لعلامات المقياس، وقد أظهرت نتائج الدراسة وجود الاستجابات غير الجدية يؤدي الى اختلاف في الوسط الحسابي بنسبة 20%، وأن حذف الاستجابات غير الجدية تخفف من الآثار السلبية المترتبة عليها.

وقام ويرثمر (Wertheimer, 2017) بدراسة هدفت الى تحديد أنواع المستجيبون غير الجديون وهم: المستجيبون الضميريون (Conscientiousness Responders)، و المستجيبون العشوائيون (Random Responders)، و المستجيبون النمطيون (Patterned Responders)، وأثر الكشف عن هؤلاء المستجيبون على جودة وثبات البيانات، أظهرت النتائج أنه بازالة المستجيبون غير الجديون يزيد من جودة وثبات البيانات وأن طريقة الكشف عن هؤلاء المستجيبون تعتمد على طبيعتهم .

كما وأجرى تينديرو (Tendeiro,2017) دراسة هدفت إلى معرفة كيفية عمل الإحصائي $l_z(p)$ وفق نموذج التدرج المعمم باستخدام بيانات مولدة، ولتحقيق هدف الدراسة قام الباحث بتقصي أثر طول المقياس (100 , 40 , 20 , 10 فقرة)، ونسبة الفقرات غير المطابقة عند

ثلاثة مستويات من مستويات الدلالة الإحصائية ($\alpha = 0.10, 0.20, 0.25$) ونسبة الأفراد غير المطابقين عند ثلاثة مستويات من مستويات الدلالة الإحصائية ($0.05, 0.10, 0.20$) ، وعدد مرات الاستجابة للملاحظة للفئات مع ثلاثة مستويات ($C = 3, 5, 7$) مقابل ($C = 4, 6, 8$) على التوالي، على قوة الإحصائي l_z^p في الكشف عن الأنماط غير المطابقة، مع العلم بأن حجم العينة للبيانات المولدة كانت ($N=1000$)، أظهرت نتائج الدراسة أن الإحصائي l_z^p كان فعالاً في الكشف عن أنماط الاستجابة الواقعة في المنتصف، ولم يكن فعالاً بشكل جيد في الكشف عن أنماط الاستجابة الواقعة على الأطراف.

وأجرى الغزو (2017) دراسة هدفت الى تقصي خصائص التوزيعات العينية لمؤشر مطابقة الفرد l_z^p ومدى اختلاف نسبة الاستجابة غير المطابقة وفق نموذج الاستجابة المترج في ضوء مجموعة من المتغيرات الديمغرافية. ولتحقيق هدف الدراسة قام الباحث بتطوير مقياس مكون 72 فقرة، وذلك لتقييم جودة البرامج الأكاديمية في جامعة اليرموك من وجهة نظر الطلبة، تكونت عينة الدراسة من 1000 طالب وطالبة من جامعة اليرموك، تم اختيارهم بشكل طبقي ثم عنقودي، أظهرت نتائج الدراسة أن نسب الكشف عن أنماط الاستجابة غير المطابقة تختلف باختلاف مستويات المتغيرات الديمغرافية كافة وبنسب متفاوتة، وذلك بدلالة كل من المؤشر الإحصائي ودرجة القطع للمؤشر الإحصائي. كما وأظهرت النتائج أن فاعلية المؤشر الإحصائي كانت أعلى ما يمكن لدى كل من الطالبات ، وطلبة التقدير الجامعي جيد فأعلى، وذلك بدلالة كل من: الوسط الحسابي للخطأ المعياري للمؤشر الإحصائي، والخطأ المعياري للوسط الحسابي للمؤشر الإحصائي والخطأ المعياري للوسط الحسابي للخطأ المعياري للمؤشر الإحصائي، وأظهرت النتائج أن فاعلية المؤشر الإحصائي كانت أقل ما يمكن لدى كل من: طلبة الكليات العلمية وطلبة التقدير الجامعي المقبول، وذلك بدلالة كل من: الوسط الحسابي للخطأ المعياري للمؤشر

الإحصائي، والخطأ المعياري للوسط الحسابي للمؤشر الإحصائي والخطأ المعياري للوسط الحسابي للخطأ المعياري للمؤشر الإحصائي.

تعقيب الدراسات السابقة:

اختلفت الدراسات السابقة فيما بينها من حيث أهدافها، ومتغيراتها، وعدد المؤشرات الإحصائية التي تناولتها، فقد ركزت بعض الدراسات على تقصي فاعلية مؤشر إحصائي واحد وهو l_z في ضوء ظروف مختلفة مثل: طول الاختبار، ومستويات التخمين، ومدى صعوبة الفقرات وتوزيع القدرة كدراسة كل من (Reise & Due, 1991; Kbar, 1994; Meijer, 2008; Van, 1999; Snijders, 2001; De la Torea & Deng, 2008) حيث أظهرت نتائج هذه الدراسات أن زيادة طول الاختبار يزيد من قوة الإحصائي في الكشف عن الأنماط غير المطابقة، وكلما زاد صعوبة الفقرات تزداد نسب الكشف عن الأنماط غير المطابقة، وأنه كلما قل التخمين تزداد نسب الكشف عن الأنماط غير المطابقة للأفراد ذوي القدرات المتدنية، وأن نسب الكشف عن الأنماط غير المطابقة لم تتأثر بوجود التخمين للأفراد ذوي القدرات العليا. وبعض الدراسات ركزت على أكثر من مؤشر إحصائي كدراسة (Li & Oliejnke, 1997; Pina & Montesions, 2005) قارنا بين خمسة مؤشرات معيارية هي $(l_z, ECI_{2z}, ECI_{4z}, z_w)$ باختلاف طول الاختبار وحجم العينه ومدى صعوبة الفقرات، أظهرت النتائج أن الإحصائي ECI_{4z} كشف عن أعلى نسبة في الأنماط غير المطابقة.

واختلفت أيضاً من حيث النموذج اللوجستي المستخدم، فدراسة كل من (Li & Oliejnke, 1997; Pina & Montesions, 2005) استخدمت نموذج راش، ودراسة (Van & Meijer, 1999) استخدمت النموذج ثنائي المعلمة، واستخدمت دراسة كل من (Due &

Reise,1991Snijders, 2001; De la Torea& Deng, 2008; Dodeen& Darabi,2009) النموذج ثلاثي المعلمة.

يلاحظ أنّ عدداً كبيراً من الدراسات السابقة ركزت في الكشف عن أنماط الاستجابات غير المطابقة في الاستجابات الثنائية (Dichotomous)، والقليل منها ما ركز على الاستجابات المتعددة (Polytomous)، وأنّ نسب الكشف عن الاستجابات غير الجدية باختلاف تدرج الفقرة للاستجابات المتدرجة لم تدرس في الدراسات السابقة، وهذا ما سعت إليه الدراسة الحالية لدراسته.

الفصل الثالث

الطريقة والاجراءات

يتناول هذا الفصل وصفاً لمنهج الدراسة، ومجتمعها وعينتها، والأداة التي تم استخدامها، ودلالات صدقها وثباتها، ووصفاً للمعالجات الإحصائية للإجابة عن أسئلة الدراسة.

منهج الدراسة

تم استخدام المنهج الوصفي لتقصي أداء المؤشر الإحصائي I_z^p للكشف عن الاستجابات غير الجدية ضمن نموذج الاستجابة المتدرجة (Graded Response Model, GRM)، على مقياس التحيزات المعرفية بدلالة عدد فئات التدرج وطريقة تقدير القدرة ومستوياتها.

مجتمع الدراسة

تكون مجتمع الدراسة من جميع طلبة البكالوريوس بجميع مستوياتهم الدراسية في جامعة اليرموك المسجلين للفصل الدراسي الثاني من العام الدراسي 2018/2019 والبالغ عددهم (26411) طالب وطالبة بحسب إحصاءات دائرة القبول والتسجيل.

عينة الدراسة

تم اختيار عينة عشوائية عنقودية من طلبة البكالوريوس بجميع مستوياتهم الدراسية في جامعة اليرموك المسجلين للفصل الدراسي الثاني من العام الدراسي 2018/2019، حيث كانت وحدة الاختيار هي الشعبة الدراسية، وقد بلغ حجم عينة الدراسة (1495) طالباً طالبةً توزعوا على عشر كليات مختلفة، وقد بلغ حجم العينة على التدرج الثلاثي (373) طالباً طالبةً، وعلى التدرج الرباعي (375) طالباً طالبةً، وعلى التدرج الخماسي (374) طالباً طالبةً، وعلى التدرج

السباعي(373) طالب طالبة، حيث تم توزيع الأداة على المستجيبين بشكل عشوائي من خلال ترتيب الأداة بشكل تسلسلي من حيث فئات التدرج للفقرة (ثلاثي، رباعي، خماسي، سباعي)، وعند توزيع الأداة على الطلبة أُعطى الطالب الأول التدرج الثلاثي والثاني التدرج الرباعي والثالث التدرج الخماسي والرابع التدرج السباعي وتكرر ذلك على جميع الطلبة بهدف ضمان تكافؤ المجموعات.

أداة الدراسة:

تم استخدام مقياس التحيزات المعرفية (Davos Assessment of Cognitive Biases Scale) الذي قام ببنائه فان دير جاج وزملاؤه عام 2013 (Van der Gaag et al., 2013) وكيفية للبيئة الأردنية الحموري (2017)، بهدف الكشف عن مستوى التحيزات المعرفية لدى أفراد الدراسة. يتكون المقياس من (42) فقرة من نوع ليكرت السباعي حيث فقرات المقياس تقيس التحيزات المعرفية لدى الفرد ضمن ثلاثة مجالات رئيسة يتفرع من هذه المجالات مجالات فرعية كالتالي:

1) التحيزات المعرفية (Cognitive biases) وتتضمن (القفز إلى الإستنتاجات (Jumping to conclusion)، جمود المعتقدات (Belief inflexibility)، الإنتباه للمهددات (Attention for threat)، الغزو الخارجي ((External attribution)).

2) المحددات المعرفية (Cognitive limitations) وتتضمن (المشكلات المعرفية الإجتماعية (Social cognition problems)، المشكلات المعرفية الذاتية (Subjective cognition problems)).

3) السلوكيات الآمنة (Safety behaviors).

صدق وثبات أداة الدراسة بصورتها الأصلية

قام فان دير جاج وزملاؤه (Van der Gaag et al., 2013) بالتحقق من صدق أداة الدراسة بصورتها الأصلية من خلال التحليل العاملي حيث فسرت مجالات المقياس السبعة (45%) من التباين الكلي للمقياس.

كما وقاموا بالتحقق من ثبات أداة الدراسة بثلاث طرق، كما هو مبين في الجدول (1).

جدول 1

معاملات ثبات مقياس التحيزات المعرفية بصورته الأصلية

اسم المجال	عدد الفقرات	كرونباخ الفا	التجزئة النصفية	الاختبار - اعادة الاختبار
الفقز الى الاستنتاجات	6	0.72	0.72	0.75
جمود المعتقدات	6	0.74	0.72	0.77
الانتباه الى المهددات	6	0.71	0.73	0.88
العزو الخارجي	6	0.64	0.73	0.78
مشكلات المعرفة الاجتماعية	6	0.76	0.70	0.84
مشكلات المعرفة الذاتية	6	0.69	0.75	0.74
السلوكيات الآمنة	6	0.82	0.76	0.79
الدرجة الكلية	42	0.90	0.92	0.92

وتراوحت قيم معاملات الثبات للمجالات الرئيسة والمقياس ككل ما بين (0.64) الى

(0.90) ، و (0.70) الى (0.92) ، و (0.72) الى (0.92) ، على التوالي.

صدق وثبات الصورة الأردنية لأداة الدراسة

قام الحموري (2017) بمجموعة من الإجراءات للتحقق من صدق أداة الدراسة حيث قام بترجمة المقياس من اللغة الانجليزية الى اللغة العربية ثم قام بعرضه على مجموعة من المحكمين من ذوي الاختصاص لضمان الصدق الظاهري، كما وتم حساب معاملات الثبات للمجالات الفرعية، كما هو مبين في الجدول (2).

جدول 2

معاملات ثبات مقياس التحيزات المعرفية

اسم المجال	عدد الفقرات	معامل الاتساق الداخلي	معامل ثبات الاستقرار
القفز الى الاستنتاجات	6	0.71	0.77
جمود المعتقدات	6	0.74	0.78
الانتباه الى المهددات	6	0.73	0.77
العزو الخارجي	6	0.71	0.79
مشكلات المعرفة الاجتماعية	6	0.77	0.80
مشكلات المعرفة الذاتية	6	0.69	0.80
السلوكيات الآمنة	6	0.80	0.78
الدرجة الكلية	42	0.87	0.89

حيث بلغت قيمة كرونباخ الفا للمقياس ككل (0.87) بطريقة الاتساق الداخلي وبلغ ثبات المقياس ككل (0.89) بطريقة الإختبار وإعادة الإختبار (الاستقرار). كما وتم إعداد صورة جديدة لأداة الدراسة تختلف بفئات التدرج (ثلاثي، رباعي، خماسي، إضافة إلى الصورة الأصلية للمقياس وهي التدرج السباعي) وتم استخراج معاملات الثبات لها وفق النظرية التقليدية في القياس (كرونباخ الفا) وكذلك الثبات الإمبريقي وفق نظرية الاستجابة للفقرة والذي يعتمد على دالة معلومات الفقرة والإختبار ويأخذ بعين الإعتبار أن الخطأ المعياري في القياس يختلف باختلاف مستويات القدرة للمستجيبين بعكس النظرية التقليدية في القياس التي تفترض تساوي الخطأ المعياري للقياس عند كافة مستويات القدرة، كما هو مبين في الجدول (3).

جدول 3

معاملات الثبات كرونباخ الفا والثبات الإمبريقي للبيانات الحالية

عدد فئات التدرج	معامل كرونباخ الفا	معامل الثبات الإمبريقي
ثلاثي	0.79	0.85
رباعي	0.81	0.86
خماسي	0.86	0.89
سباعي	0.88	0.91

تصحيح مقياس التحيزات المعرفية

تتم الاستجابة على مقياس التحيزات المعرفية المكون من 42 فقرة بناءً على درجة الموافقة حسب تدرج ليكرت السباعي (موافق بشدة، موافق، موافق نوعاً ما، محايد، غير موافق نوعاً ما، غير موافق، غير موافق بشدة)، حيث تعطى الاستجابات السابقة الدرجات التالية على التوالي (1, 2, 3, 4, 5, 6, 7)، وتكون الدرجة الدنيا لكل مجال (6)، وللكلي (42)، في حين تكون الدرجة القصوى لكل مجال (42)، و (294) للمقياس ككل، علماً بأن جميع فقرات المقياس كانت موجبة الإتجاه، ولغرض الدراسة الحالية تم التعديل على فئات تدرج المقياس بصور مختلفة لتصبح بالتدرج الثلاثي والرباعي والخماسي إضافة إلى الصورة الأصلية للمقياس وهي التدرج السباعي.

التحقق من افتراضات النظرية الحديثة (IRT)

كون المؤشر الإحصائي I_Z^p هو أحد تطبيقات نظرية الاستجابة للفقرة والنموذج المناسب للبيانات هو نموذج الاستجابة المترجة (Graded Response Model)، فقد تم التحقق من افتراضات النظرية للتمكن من حساب المؤشر I_Z^p وعلى النحو الآتي:

أولاً: التحقق من افتراض أحادية البعد.

تم التحقق من افتراض أحادية البعد لفقرات المقياس بعمل ملف SPSS خاص لكل فئة من فئات التدرج كل على حدة، ثم إجراء تحليل المكونات الأساسية باستخدام SPSS v16.0، كما هو مبين في الجدول (4).

جدول 4

نتائج التحليل العاملي لفقرات مقياس التحيزات المعرفية.

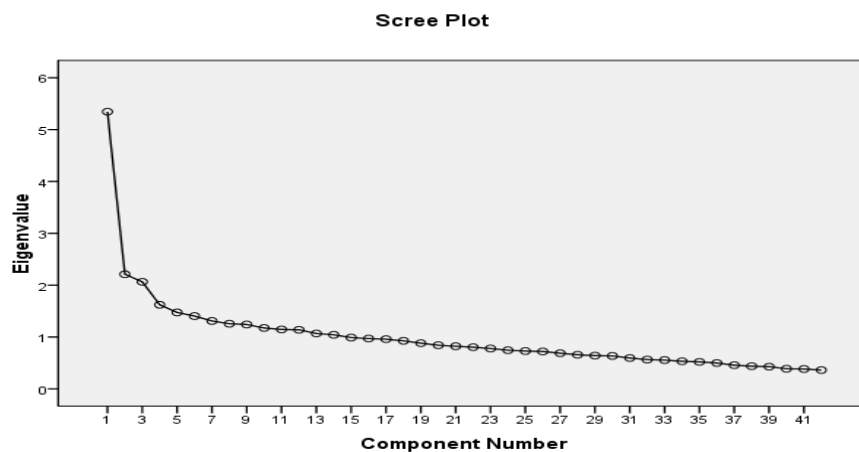
عدد فئات التدرج	الجذر الكامن للعامل الأول	الجذر الكامن للعامل الثاني	الجذر الكامن للعامل الثالث	النسبة*	النسبة**
ثلاثي	5.346	2.211	2.065	2.418	21.473
رباعي	5.516	2.672	1.932	2.064	3.843
خماسي	6.672	3.139	1.821	2.126	2.681
سباعي	7.962	2.741	1.897	2.905	6.186

النسبة*: ناتج قسمة الجذر الكامن للعامل الأول على الجذر الكامن للعامل الثاني.

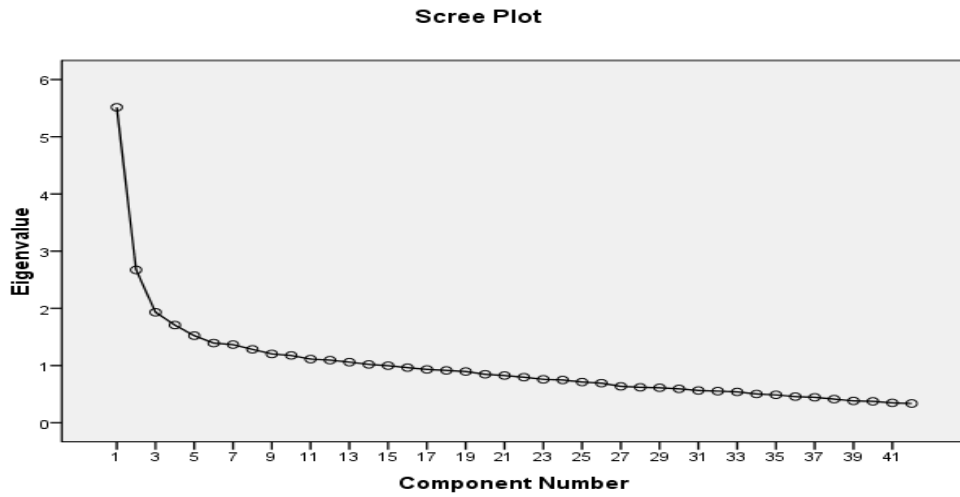
النسبة**: ناتج قسمة حاصل طرح الجذر الكامن الثاني من الجذر الكامن الأول على حاصل طرح الجذر الكامن الثالث من الجذر الكامن الثاني.

يلاحظ من الجدول (4) أن التحليل العاملي لفقرات المقياس يقدم دليلاً على تحقق أحادية البعد على جميع فئات التدرج، وذلك على النحو الآتي: ناتج قسمة الجذر الكامن للعامل الأول على الجذر الكامن للعامل الثاني أكبر من (2)، ثم ناتج قسمة حاصل طرح الجذر الكامن الثاني من الجذر الكامن الأول على حاصل طرح الجذر الكامن الثالث من الجذر الكامن الثاني ذي قيمة عالية (أكبر من 4) (Lord, 1980).

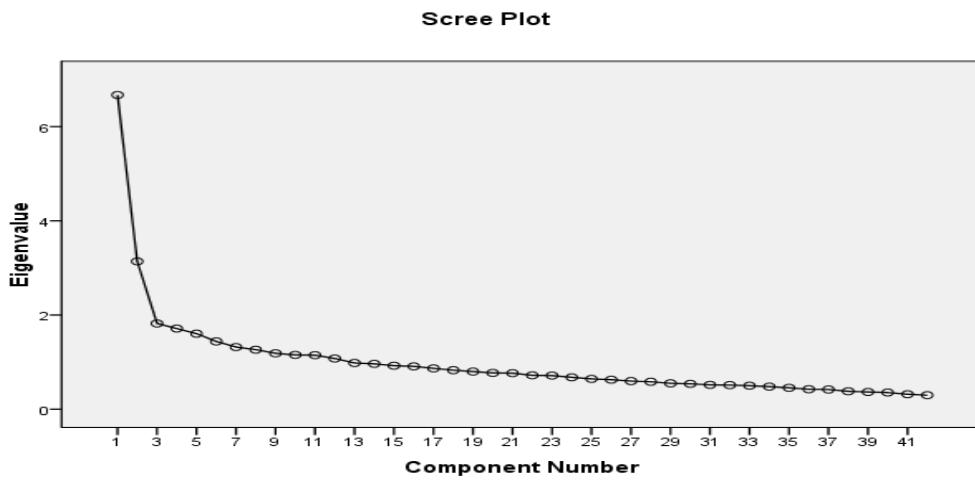
كما وتم استخدام التمثيل البياني لقيم الجذور الكامنة (Scree Plot Of Eigenvalues) الذي وضع على تحقق افتراض أحادية البعد.



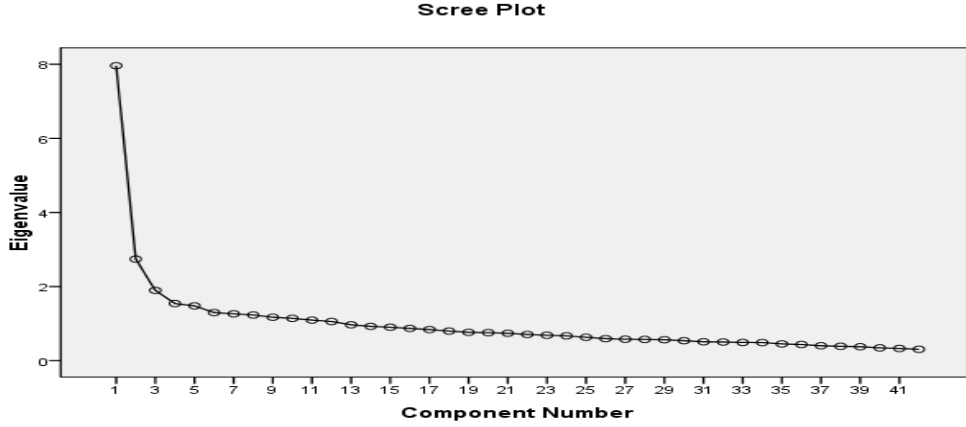
شكل 1. التمثيل البياني لقيم الجذور الكامنة للعوامل المكونة لمقياس التحيزات المعرفية ذي التدرج الثلاثي



شكل 2. التمثيل البياني لقيم الجذور الكامنة للعوامل المكونة لمقياس التحيزات المعرفية ذي التدرج الرباعي



شكل 3. التمثيل البياني لقيم الجذور الكامنة للعوامل المكونة لمقياس التحيزات المعرفية ذي التدرج الخماسي



شكل 4. التمثيل البياني لقيم الجذور الكامنة للعوامل المكونة لمقياس التحيزات المعرفية ذي التدرج السباعي

ثانياً: التحقق من افتراض الاستقلال الموضوعي لفقرات المقياس.

تم التحقق من افتراض الإستقلال الموضوعي لفقرات المقياس بحساب قيمة χ^2 للإستقلال الموضوعي المعياري (χ^2 Standardized LD) لكل فئة من فئات التدرج على كل زوج من أزواج فقرات المقياس التي يبلغ عددها (861) زوجاً وذلك بضرب (42) فقرة بـ (41) ثم القسمة على (2) باستخدام برنامج (IRTPRO 4.2(x64)، وحسب ما ذكره كل من شن وثيسن (Chen & Thissen , 1997) بأن أزواج الفقرات التي تزيد قيمتها عن 10 تعد انتهاك لافتراض الإستقلال الموضوعي، وقد تم حساب عدد الأزواج التي تزيد قيمتها عن 10 لكل فئة من فئات التدرج كما هو مبين في الجدول (5).

جدول 5

العدد والنسب المئوية للإستقلال الموضوعي لفقرات مقياس التحيزات المعرفية

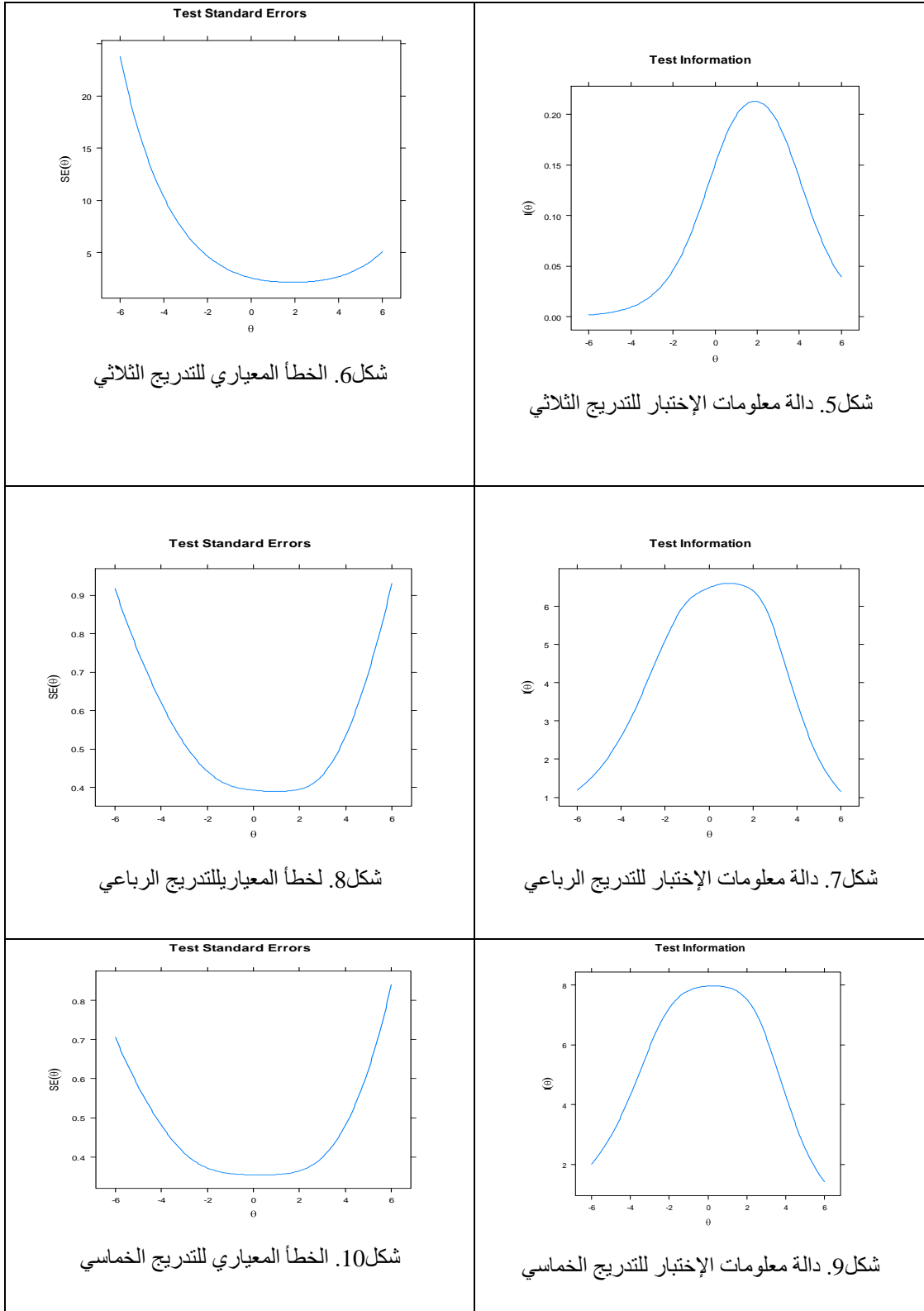
النموذج	معتمدة		مستقلة	
	العدد	النسبة	العدد	النسبة
ثلاثي	0	0.0000	861	100.00
رباعي	4	0.0047	857	99.53
خماسي	4	0.0047	857	99.53
سباعي	2	0.0023	859	99.77

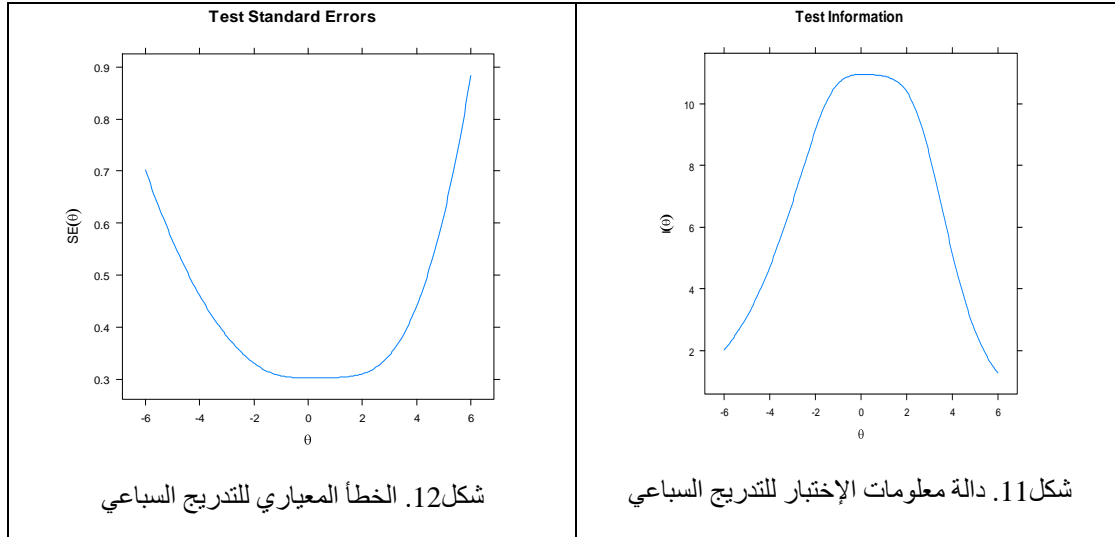
يلاحظ من الجدول (5) أن الإستقلال الموضوعي متحقق على جميع فئات التدرج، حيث بلغت عدد الأزواج المستقلة على التدرج الثلاثي (861) أي ما نسبة 100%، وبلغت عدد الأزواج المستقلة على التدرج الرباعي والخماسي (857) أي ما نسبة 99.53%، وبلغت عدد الأزواج المستقلة على التدرج السباعي (859) أي ما نسبة 99.77% .

ثالثاً: التحقق من افتراض اطرادية منحنيات خصائص فقرات المقياس.

تم التحقق من افتراض اطرادية منحنيات خصائص فقرات المقياس للتدرج الثلاثي والرباعي والخماسي والسباعي، وقد تم رسم منحنى خصائص الفقرة لكل فقرة من فقرات المقياس، وأظهرت هذه المنحنيات أنه بزيادة قدرة الفرد تزداد احتمالية الاستجابة على الفقرة.

كما وتم حساب دالة معلومات الإختبار لكل فئة من فئات التدرج، وكذلك تم حساب الخطأ المعياري للتعرف على مطابقة البيانات لنموذج الاستجابة المترتبة والأشكال الآتية توضح ذلك:





رزمة PerFit العاملة ضمن بيئة R

رزمة مطابقة الفرد تتكون من مجموعة من الإحصاءات التي تهدف الى الكشف عن الاستجابات غير الجدية في الاختبارات أو في المقاييس. تعتمد هذه الإحصاءات على تدرج الفقرة فيما إذا كانت ثنائية التدرج أم متعددة التدرج حيث لكل منها إحصاءاتها المناسبة، فالفقرات ثنائية التدرج مثلاً يناسبها الإحصاءات التالية ($ECI2z$, $ECI4z$, ζ_2 , Z_w , l_z , Z_u) والفقرات متعددة التدرج يناسبها الإحصائي l_z^p الذي تم استخدامه في الدراسة الحالية.

رزمة R الحالية تعرض مؤشر مطابقة الفرد الذي تم استخدامه وأرقام الأفراد الذين تم تصنيفهم على أنهم غير جديين، كما وتم انشاء رسم بياني يظهر التوزيع العيني لأنماط الاستجابة غير الجدية.

الأوامر التي تم استخدامها لتشغيل رزمة PerFit في رزمة R

لحساب مؤشر مطابقة الفرد الإحصائي l_z^p لأنماط الاستجابة غير الجدية ضمن نموذج الاستجابة المترجة على مقياس التحيزات المعرفية، تم اتباع الخطوات التالية:

1) تشغيل رزمة R اصدار 3.5.3.

2) استدعاء رزمة foreign التي تسمح باستيراد وتصدير ملفات البيانات بصيغها المختلفة.

3) استدعاء رزمة PerFit وذلك لحساب المؤشرات التي تعنى بها الدراسة.

4) قراءة ملفات البيانات الخاصة بعينة الدراسة كاملة المخزنة بصيغة SPSS، بإصدار الأمر

التالي:

```
MASTER = read.spss(file.choose(), to.data.frame=TRUE)
```

5) إصدار الأمر الذي يحسب مؤشر مطابقة الفرد l_z^p ، بإصدار الأمر التالي (النموذج التدرج

الخماسي):

```
lzpoly.out <- lzpoly(MASTER, Ncat = 5, NA.method = "PModel", Save.MatImp  
= FALSE, IP = NULL, IRT.PModel = "GRM", Ability = NULL, Ability.PModel  
= "EAP")
```

6) إصدار الأمر الذي يحسب الخطأ المعياري لمؤشر مطابقة الفرد l_z^p ، بإصدار الأمر التالي:

```
lzpoly.SE <- PerFit.SE(lzpoly.out)
```

7) إصدار أمر لتفعيل العشوائية بقيمة استهلاكية قيمتها (512) وهي غير ملزمة بهدف التمكن

من حساب درجة القطع للمؤشر الإحصائي l_z^p لأنماط الاستجابة التي تتم بعد إعادة التعيين

Resampling لألف مرة بشكل مسبق الإعداد في رزمة PerFit، بإصدار الأمر التالي:

```
set.seed(512)
```

8) إصدار أمر لحساب درجة القطع للمؤشر الإحصائي l_z^p ، لأنماط الاستجابة التي تتم بعد

إعادة التعيين Resampling، لألف مرة بشكل مسبق الإعداد في رزمة PerFit، وهذا الإجراء

يسمى Bootstrapping مع إجراء ألف مستسخة لكل عملية إعادة تعيين، حيث ينصح

باستخدام هذه الطريقة بناءً على الدراسات التي أجريت حول هذا الموضوع (Sinharay, 2015).

```
lzpoly.cutoff <- cutoff(lzpoly.out,ModelFit = "Parametric",
Nreps=1000,IP=lzpoly.out$IP, IRT.PModel=lzpoly.out$IRT.PModel,
Ability=lzpoly.out$Ability,Ability.PModel=lzpoly.out$Ability.PModel, Blvl=0.05,
Breps=1000, CIIvl=0.95)
```

تم حساب درجة القطع للمؤشر الإحصائي I_Z^p واحتمالية الخطأ لها عند مستوى الدلالة

$\alpha=0.05$ ، والخطأ المعياري وفترة الثقة الخاصة بها، كما هو واضح في جدول (9):

جدول 6

قيم درجة القطع للمؤشر الإحصائي I_Z^p واحتمالية الخطأ لها والخطأ المعياري وفترة الثقة المتعلقة بها تبعاً لعدد فئات تدرج المقياس (ثلاثي، رباعي، خماسي، سباعي)

عدد فئات التدرج	حجم العينة	قيمة درجة القطع	احتمالية الخطأ	الخطأ المعياري	فترة الثقة لدرجة القطع
ثلاثي	373	-1.351	0.1072	0.0672	2.5%
رباعي	375	-1.5683	0.1973	0.1069	97.5%
خماسي	374	-1.5404	0.1684	0.0816	
سباعي	373	-1.448	0.1448	0.1019	

يلاحظ من جدول (6) أن فترات الثقة لدرجة القطع للمؤشر الإحصائي I_Z^p باختلاف عدد

فئات التدرج (ثلاثي ، رباعي ، خماسي ، سباعي) قد كانت متقاطعة، وهذا يدل على عدم وجود

فروق دالة احصائياً بين درجة القطع للمؤشر الإحصائي I_Z^p لأنماط الاستجابة باختلاف عدد

فئات التدرج. حيث كانت أصغر قيمة لدرجة القطع للمؤشر الإحصائي I_Z^p لأنماط الاستجابة

على التدرج الرباعي حيث بلغت القيمة -1.5683 وأكبر قيمة لدرجة القطع للمؤشر الإحصائي

I_Z^p لأنماط الاستجابة على التدرج الثلاثي حيث بلغت القيمة -1.351 ، ويلاحظ أيضاً أصغر

قيمة للخطأ المعياري لدرجة القطع للمؤشر الإحصائي l_z^p لأنماط الاستجابة على التدرج الثلاثي حيث بلغت القيمة 0.0672، وأكبر قيمة للخطأ المعياري لدرجة القطع للمؤشر الإحصائي l_z^p لأنماط الاستجابة على التدرج الرباعي حيث بلغت القيمة 0.1069 .

(9) إصدار أمر لعرض معالم الفقرات (معلمة التمييز وعتبات لمعلمة الصعوبة) المقدره بطريقة EAP، بإصدار الأمر التالي:

lzpoly.out\$IP

(10) إصدار أمر لعرض قدرات كل نمط من أنماط الاستجابة المقدره بطريقة EAP، بإصدار الأمر التالي:

lzpoly.out\$Ability

(11) إصدار أمر لعرض قيم المؤشر الإحصائي l_z^p لكل نمط استجابة والخطأ المعياري الخاص بكل منها، بإصدار الأمر التالي:

lzpoly.SE

(12) إصدار أمر لتحديد أنماط الاستجابة غير الجدية ضمن درجة القطع للمؤشر الإحصائي l_z^p ثم عرضها وذلك بإصدار الأمر التالي:

flagged.resp(lzpoly.out, cutoff.obj = lzpoly.cutoff, ord = TRUE)

(13) إصدار أمر لتفعيل العشوائية بقيمة استهلاكية قيمتها (512) وهي غير ملزمة، بإصدار الأمر التالي:

set.seed(512)

14) إصدار أمر لإنشاء رسم بياني يظهر فيه التوزيع العيني لأنماط الاستجابة وفق المؤشر الإحصائي I_z^p إضافة إلى ذلك درجة القطع وفترة الثقة لها، والأفراد المصنفين على أنهم غير جديين، مع مراعاة إعادة التعيين Resampling لألف مرة بشكل مسبق الإعداد في رزمة PerFit، وإجراء الف مستنسخة لكل عملية إعادة تعيين، بهدف التمكن من إنشاء رسم بياني يظهر التوزيع العيني لأنماط الاستجابة، بإصدار الأمر التالي:

```
plot(lzpoly.out, cutoff.obj=NULL,ModelFit="Parametric",
Nreps=1000,IP=lzpoly.out$IP, IRT.PModel=lzpoly.out$IRT.PModel,
Ability=lzpoly.out$Ability,Ability.PModel=lzpoly.out$Ability.PModel, Blvl = 0.05,
Breps = 1000, CIIvl = 0.95,Type="Both", Both.scale=TRUE, Cutoff=TRUE,
Cutoff.int=TRUE,Flagged.ticks = TRUE,Xlabel=NA, title=NA)
```

إجراءات الدراسة

1) الحصول على كتاب تسهيل مهمة من عميد كلية التربية، وذلك لمخاطبة عمداء كليات الجامعة والدوائر المعنية بهدف تسهيل مهمة الباحثة.

2) قامت الباحثة بإعداد صور جديدة من مقياس التحيزات المعرفية بحيث تكون الفقرات ذات تدرج ثلاثي ورباعي وخماسي إضافة إلى الصورة الأصلية للمقياس وهي التدرج السباعي حيث تم توزيع الأداة على المشاركين بشكل عشوائي من خلال ترتيب الأداة بشكل تسلسلي من حيث فئات التدرج للفقرة (ثلاثي، رباعي، خماسي، سباعي) وعند توزيع الأداة على الطلبة أُعطى الطالب الأول التدرج الثلاثي والثاني التدرج الرباعي والثالث التدرج الخماسي والرابع التدرج السباعي وتكرر ذلك على جميع الطلبة بهدف ضمان تكافؤ المجموعات.

3) تم وضع تعليمات مفصلة لكيفية الاستجابة على فقرات الأداة، وتم الطلب من المشاركين الإجابة عن فقرات المقياس وفق تلك التعليمات بكل صدق وموضوعية، بعد ذلك تم جمع

البيانات وإدخالها الى ذاكرة الحاسوب بهدف المعالجة الإحصائية لها.

4) تم تقدير معالم الفقرات وقدرات الأفراد وفق نموذج الاستجابة المتدرجة (GRM) لكل فئة من فئات تدرج الفقرة، ثم حساب قيم الإحصائي l_z^p لكل مشارك بعد ذلك تم حساب درجة القطع للإحصائي (وسيرمز لها بالرمز l_z^b) وتم تصنيف المشارك على أنه مطابق (fit) أم غير مطابق (missfit) حسب درجة القطع. فإذا كانت قيمة (l_z^p) أقل من قيمة (l_z^b) يصنف المستجيب على أنه غير مطابق (missfit) والعكس يصنف على أنه مطابق (Fit).

الفصل الرابع

نتائج الدراسة

هدفت الدراسة الى الكشف عن نسبة الاستجابات غير الجدية وفق مؤشر I_Z^p على مقياس التحيزات المعرفية ضمن نموذج الاستجابة المتدرجة (Graded Response Model, GRM) عند مستويات مختلفة من القدرة وطريقة تقديرها وبتدرج مختلف للفقرة .

النتائج المتعلقة بالسؤال الأول

هل تختلف خصائص التوزيعات الإحصائية للمؤشر I_Z^p باختلاف عدد فئات التدرج ؟
وللإجابة عن السؤال الأول في الدراسة فقد تم حساب الاحصاءات الوصفية للمؤشر الإحصائي I_Z^p لأنماط الاستجابة ضمن نموذج الاستجابة المتدرجة على مقياس التحيزات المعرفية، والتحقق من مطابقته للتوزيع الطبيعي باستخدام اختبار (Kolmogorov-Smirnov) وذلك تبعاً لعدد فئات تدرج الفقرة، كما هو مبين في الجدول (10).

جدول 7

الإحصاءات الوصفية للتوزيعات العينية للمؤشر الإحصائي I_Z^p لأنماط الاستجابة على مقياس التحيزات المعرفية، ونتائج اختبار (Kolmogorov-Smirnov) وفقاً لعدد فئات التدرج (ثلاثي، رباعي، خماسي، سباعي).

K-S	التقاطع	الالتواء	فترة الثقة لوسط المؤشر		الخطأ المعياري للوسط	الانحراف المعياري	الوسط الحسابي	عدد فئات التدرج
			97.5%	2.5%				
0.000	1.236	-0.876	0.314	0.065	0.063	1.220	0.189	ثلاثي
0.000	0.659	-0.777	0.374	-4.610	0.107	2.072	0.164	رباعي
0.000	1.423	-0.896	0.377	-1.752	0.100	1.940	0.179	خماسي
0.000	1.182	-0.894	0.326	-1.097	0.085	1.656	0.157	سباعي

يلاحظ من جدول (7) أن فترات الثقة للوسط الحسابي لقيم المؤشر الإحصائي l_z^p الخاصة بأنماط الاستجابة على مقياس التحيزات المعرفية باختلاف عدد فئات التدرج متقاطعة، مما يدل على عدم وجود فروق جوهرية بين الأوساط الحسابية لقيم المؤشر الإحصائي l_z^p ، فقد تراوحت الأوساط الحسابية من (0.157) على التدرج السباعي الى (0.189) على التدرج الثلاثي.

ويلاحظ أن الانحرافات المعيارية لقيم المؤشر الإحصائي l_z^p الخاصة بأنماط الاستجابة على مقياس التحيزات المعرفية باختلاف عدد فئات التدرج، تراوحت من (1.220) على التدرج الثلاثي الى (2.072) على التدرج الرباعي.

كما ويلاحظ أن الأخطاء المعيارية للأوساط الحسابية لقيم المؤشر الإحصائي l_z^p الخاصة بأنماط الاستجابة على مقياس التحيزات المعرفية باختلاف عدد فئات التدرج، تراوحت من (0.063) على التدرج الثلاثي الى (0.107) على التدرج الرباعي.

ونلاحظ أيضاً أن الإلتواء لقيم المؤشر الإحصائي l_z^p الخاصة بأنماط الاستجابة على مقياس التحيزات المعرفية باختلاف عدد فئات التدرج، تراوحت من (-0.896) على التدرج الخماسي الى (-0.777) على التدرج الرباعي.

كما ويلاحظ أن التقلطح لقيم المؤشر الإحصائي l_z^p الخاصة بأنماط الاستجابة على مقياس التحيزات المعرفية باختلاف عدد فئات التدرج، تراوحت من (1.423) على التدرج الخماسي الى (0.659) على التدرج الرباعي.

ونلاحظ أن قيم المؤشر الإحصائي l_z^p الخاصة بأنماط الاستجابة على مقياس التحيزات المعرفية باختلاف عدد فئات التدرج، قد اختلفت عن التوزيع الطبيعي عند الدلالة الإحصائية $\alpha=0.05$ بناءً على اختبار (Kolmogorov-Smirnov).

كما وتم حساب الإحصاءات الوصفية للخطأ المعياري لقيم المؤشر الإحصائي I_Z^p الخاصة بأنماط الاستجابة على مقياس التحيزات المعرفية باختلاف عدد فئات التدرج، كما هو مبين في جدول (8).

جدول 8

الإحصاءات الوصفية للتوزيعات العينية للخطأ المعياري للمؤشر الإحصائي I_Z^p لأنماط الاستجابة على مقياس التحيزات المعرفية، ونتائج اختبار (Kolmogorov-Smirnov) وفقاً لعدد فئات التدرج (ثلاثي، رباعي، خماسي، سباعي)

فترة الثقة لوسط المؤشر		الانحراف المعياري		الخطأ المعياري للوسط		عدد فئات التدرج		
K-S	التفطح	الانواء	97.5%	2.5%	الانحراف المعياري للوسط	الانحراف المعياري للوسط	عدد فئات التدرج	
0.011	-0.280	0.376	0.8752	0.8291	0.01172	0.22629	0.8521	ثلاثي
0.006	-0.213	0.470	0.9296	0.8672	0.01586	0.30708	0.8984	رباعي
0.001	0.858	0.713	0.9249	0.8665	0.01486	0.28736	0.8957	خماسي
0.001	8.889	1.642	0.9208	0.8644	0.01435	0.27709	0.8926	سباعي

يلاحظ من جدول (8) أن فترات الثقة للوسط الحسابي لقيم الخطأ المعياري للمؤشر الإحصائي I_Z^p لأنماط الاستجابة حسب عدد فئات التدرج قد كانت جميعها متقاطعة ، مما يدل على عدم وجود فروق جوهرية بين الأوساط الحسابية لقيم الخطأ المعياري للمؤشر الإحصائي I_Z^p لأنماط الاستجابة، ويلاحظ أيضاً أن قيمة الخطأ المعياري الأصغر قد كانت على التدرج الثلاثي.

كما ويلاحظ أن قيم الأوساط الحسابية لقيم الخطأ المعياري للمؤشر الإحصائي I_Z^p لأنماط الاستجابة قد تراوحت من 0.8521 على التدرج الثلاثي الى 0.8984 على التدرج الرباعي.

وفيما يتعلق بقيم الانحرافات المعيارية لقيم الخطأ المعياري للمؤشر الإحصائي I_Z^p لأنماط الاستجابة قد تراوحت من 0.22629 على التدرج الثلاثي الى 0.30708 على التدرج الرباعي.

ويلاحظ من الجدول أن قيم الأخطاء المعيارية للأوساط الحسابية لقيم الخطأ المعياري للمؤشر الإحصائي l_z^p لأنماط الاستجابة قد تراوحت من 0.01172 على التدرج الثلاثي الى 0.01586 على التدرج الرباعي.

كما يلاحظ أن قيم الإلتواء لقيم الخطأ المعياري للمؤشر الإحصائي l_z^p لأنماط الاستجابة قد تراوحت من 0.376 على التدرج الثلاثي الى 1.642 على التدرج السباعي.

كما يلاحظ أن قيم الالتفطح لقيم الخطأ المعياري للمؤشر الإحصائي l_z^p لأنماط الاستجابة قد تراوحت من -0.213 على التدرج الرباعي الى 8.889 على التدرج السباعي.

ولمقارنة الأوساط الحسابية لقيم الخطأ المعياري للمؤشر الإحصائي l_z^p لأنماط الاستجابة تم استخدام اختبار One-Way ANOVA، كما هو مبين في الجدول :

جدول 9

تحليل التباين الأحادي للأوساط الحسابية لقيم الخطأ المعياري للمؤشر الإحصائي l_z^p لأنماط الاستجابة

Sig.	F	متوسط المربعات	درجات الحرية	مجموع المربعات	
.072	2.339	.178	3	.535	بين المجموعات
		.076	1491	113.678	داخل المجموعات
			1494	114.213	الكلي

نلاحظ من جدول (9) بأن الأوساط الحسابية لقيم الخطأ المعياري للمؤشر الإحصائي l_z^p لأنماط الاستجابة غير دالة إحصائياً عند مستوى الدلالة 0.05، في حين يلاحظ أنها دالة إحصائياً عند مستوى الدلالة 0.1 ولصالح الوسط الحسابي الأقل على التدرج الثلاثي حيث كانت قيمة الخطأ المعياري على ذلك التدرج أقل قيمة.

والملاحق من 9 إلى 12 توضح التمثيل البياني للمؤشر الإحصائي l_z^p لأنماط الاستجابة، ودرجات القطع لها لكل فئة من فئات التدرج.

والملاحق من 13 إلى 16 توضح عتبات الصعوبة، ومعلمة التمييز، والوسط الحسابي لكل فقرة من فقرات مقياس التحيزات المعرفية وفقاً لعدد فئات التدرج (ثلاثي، رباعي، خماسي، سباعي)، التي تم حسابها للتمكن من حساب قيم المؤشر الإحصائي l_z^p لأنماط الاستجابة وأخطاء المعيارية.

النتائج المتعلقة بالسؤال الثاني

هل تختلف نسب الاستجابات غير الجدية وفق مؤشر l_z^p باختلاف عدد فئات تدرج المقياس (ثلاثي، رباعي، خماسي، سباعي)؟

ولإجابة عن السؤال الثاني في الدراسة، تم تصنيف استجابات الأفراد إلى استجابات جدية واستجابات غير جدية بناءً على درجة القطع كما هو واضح في جدول (9) المشار إليه في الفصل الثالث لكل تدرج وفق مؤشر l_z^p ضمن نموذج الاستجابة المترجحة على مقياس التحيزات المعرفية باختلاف عدد فئات التدرج (ثلاثي، رباعي، خماسي، سباعي)، وذلك كما هو واضح في جدول (10):

جدول 10

تصنيف استجابات الأفراد إلى استجابات جدية واستجابات غير جدية بناءً على درجة القطع لكل تدرج (ثلاثي، رباعي، خماسي، سباعي) وفق مؤشر l_z^p

التصنيف	التصنيف بناءً على عدد فئات التدرج					النسبة المئوية من عدد فئات التدرج %
	ثلاثي	رباعي	خماسي	سباعي	الكلي	
جدي	333	301	311	319	1264	89.3%
غير جدي	40	74	63	54	231	10.7%
	89.3%	80.3%	83.2%	85.5%	84.5%	
	10.7%	19.7%	16.8%	14.5%	15.5%	

يلاحظ من جدول (10) أن النسب الملاحظة للاستجابات غير الجدية تختلف باختلاف عدد فئات التدرج وقد بلغت على التدرج الثلاثي 10.7% وعلى التدرج الرباعي 19.7% وعلى التدرج الخماسي 16.8% وعلى التدرج السباعي 14.5%، حيث نجد أن أصغر نسبة من الاستجابات غير الجدية كانت على التدرج الثلاثي ثم على التدرج السباعي يليها التدرج الخماسي وأخيراً أعلى نسبة كانت على التدرج الرباعي، مع العلم أن درجات القطع التي تم تصنيف استجابات الأفراد عليها قد بلغت على التدرج الثلاثي 1.351- وعلى التدرج الرباعي 1.568- وعلى التدرج الخماسي 1.54- وعلى التدرج السباعي 1.448-.

ولعمل المقارنات الثنائية بين النسب المئوية الأربعة بعد تصحيح مستوى الدلالة الإحصائية بالإعتماد على طريقة Bonferroni Correction، ومفادها أنه عند عمل المقارنات الثنائية تتغير مستوى الدلالة بناءً على عدد النسب؛ وذلك للمحافظة على الخطأ من النوع الأول، فيتم قسمة مستوى الدلالة الإحصائية على عدد المقارنات الثنائية؛ لتصبح قيمة مستوى الدلالة الإحصائية بعدد التصحيح 0.008. حيث تم حساب عدد المقارنات الثنائية بين النسب، ثم تم استخدام كاي تربيع χ^2 للمقارنة الثنائية بين النسب، كما هو مبين في الجدول 10.

جدول 11

المقارنات الثنائية بين النسب واختبار كاي تربيع χ^2

فئة التدرج	ثلاثي	رباعي	خماسي	سباعي
الثلاثي	الاحتمالية	الاحتمالية	الاحتمالية	الاحتمالية
رباعي	χ^2	χ^2	χ^2	χ^2
رباعي	0.001			
خماسي	5.886	0.307		
سباعي	2.386	3.642	0.056	0.373

يلاحظ من جدول (11) أن نسب الكشف عن الاستجابات غير الجدية مرتبطة بفئة التدرج، وبناءً على مقارنه قيمة الإحتمالية بقيمة 0.008 كانت هناك دلالة إحصائية واحدة فقط بين التدرج الرباعي والثلاثي، مما يدل على أن أعلى نسبة كشف عن الاستجابات غير الجدية قد بلغت على التدرج الرباعي وأقل نسبة كشف عن الاستجابات غير الجدية قد بلغت على التدرج الثلاثي، وباقي المقارنات الثنائية بين أزواج فئات التدرج لم تكن أي منها ذات دلالة إحصائية.

النتائج المتعلقة بالسؤال الثالث

هل تختلف نسبة الاستجابات غير الجدية وفق مؤشر I_z^p باختلاف مستويات القدرة (منخفض، متوسط، عالٍ)؟ ولإجابة عن هذا السؤال فقد تم تقسيم مستويات القدرة الى ثلاثة مستويات (منخفض ، متوسط ، عالٍ)، كما وتم حساب نسبة الاستجابات غير الجدية ضمن هذه المستويات كما هو واضح في الجداول (12).

جدول 12

توزيع الاستجابات غير الجدية على مستويات القدرة المقدره بطريقة EAP

مستويات القدرة المقدره بطريقة EAP			
عدد فئات التدرج	منخفض	متوسط	عالٍ
ثلاثي	6	32	2
*العدد	54	274	45
**الكلي	11.1%	11.7%	4.4%
النسبة القدرة			
رباعي	10	47	17
العدد	49	280	46
الكلي	20.4%	16.8%	37.0%
النسبة القدرة			
خماسي	7	45	11
العدد	46	274	54
الكلي	15.2%	16.4%	20.4%
النسبة القدرة			
سباعي	11	36	7
العدد	58	264	51
الكلي	19.0%	13.6%	13.7%
النسبة القدرة			

*عدد الاستجابات غير الجدية

**العدد الكلي للقدرة في ذلك المستوى

يلاحظ من جدول(12) بأن النسب المئوية الملاحظة من الاستجابات غير الجدية المقدره بطريقة EAP تختلف باختلاف مستوى القدرة حيث بلغت النسب المئوية الملاحظة من الاستجابات غير الجدية على التدرج الثلاثي عند مستوى القدرة منخفض 11.1% ، وعند مستوى القدرة متوسط 11.7%، وعند مستوى القدرة عالٍ 4.4% . ونلاحظ من الجدول (12) بأن النسب المئوية الملاحظة من الاستجابات غير الجدية قد بلغت على التدرج الرباعي عند مستوى القدرة منخفض 20.4% ، وعند مستوى القدرة متوسط 16.8%، وعند مستوى القدرة عالٍ 37.0% . وفيما تبين من الجدول الجدول (12) بأن النسب المئوية الملاحظة من الاستجابات غير الجدية قد بلغت على التدرج الخماسي عند مستوى القدرة منخفض 15.2% ، وعند مستوى القدرة متوسط 16.4%، وعند مستوى القدرة عالٍ 20.4% . وأخيراً يلاحظ من جدول (12) بأن النسب المئوية الملاحظة من الاستجابات غير الجدية قد بلغت على التدرج السباعي عند مستوى القدرة منخفض 19.0% ، وعند مستوى القدرة متوسط 13.6%، وعند مستوى القدرة عالٍ 13.7% .

ولعمل المقارنات الثنائية بين النسب المئوية الثلاثة بعد تصحيح مستوى الدلالة الإحصائية بالإعتماد على طريقة Bonferroni Correction، ومفادها أنه عند عمل المقارنات الثنائية تتغير مستوى الدلالة بناءً على عدد النسب وذلك للمحافظة على الخطأ من النوع الأول، فيتم قسمة مستوى الدلالة الإحصائية على عدد المقارنات الثنائية لتصبح قيمة مستوى الدلالة الإحصائية بعدد التصحيح 0.0166. حيث تم حساب عدد المقارنات الثنائية بين النسب لكل

فئة من فئات التدرج، ثم استخدام كاي تربيع χ^2 للمقارنة الثنائية بين النسب، كما هو مبين في الجداول .

جدول 13

المقارنات الثنائية بين النسب واختبار كاي تربيع χ^2 للتدرج الثلاثي

مستوى القدرة	منخفض	متوسط	عالٍ
منخفض	χ^2 الاحتمالية	χ^2 الاحتمالية	χ^2 الاحتمالية
متوسط	0.014	0.905	
عالٍ	1.469	0.226	0.145

يلاحظ من جدول (13) أن نسب الاستجابات غير الجدية غير مرتبطة بمستوى القدرة، وبناءً على مقارنه قيمة الإحتمالية بقيمة 0.0166 لم تكن هناك دلالة إحصائية بين أزواج مستويات القدرة.

جدول 14

المقارنات الثنائية بين النسب واختبار كاي تربيع χ^2 للتدرج الرباعي

مستوى القدرة	منخفض	متوسط	عالٍ
منخفض	χ^2 الاحتمالية	χ^2 الاحتمالية	χ^2 الاحتمالية
متوسط	0.382	0.537	
عالٍ	3.194	0.074	10.188

يلاحظ من جدول (14) أن نسب الاستجابات غير الجدية مرتبطة بمستوى القدرة، وبناءً على مقارنه قيمة الإحتمالية بقيمة 0.0166 كانت هناك دلالة إحصائية واحدة فقط بين مستوى القدرة متوسط وعالٍ ، وباقي المقارنات الثنائية بين أزواج مستويات القدرة لم تكن أي منها ذات دلالة إحصائية.

جدول 15

المقارنات الثنائية بين النسب واختبار كاي تربيع χ^2 للتدرج الخماسي

مستوى القدرة	منخفض	متوسط	عالٍ
--------------	-------	-------	------

منخفض	χ^2	الاحتمالية	χ^2	الاحتمالية	χ^2
متوسط	0.042	0.837			
عالٍ	0.447	0.504	0.496	0.481	

يلاحظ من جدول (15) أن نسب الاستجابات غير الجدية غير مرتبطة بمستوى القدرة، وبناءً على مقارنة قيمة الإحتمالية بقيمة 0.0166 لم تكن هناك دلالة احصائية بين أزواج مستويات القدرة.

جدول 16

المقارنات الثنائية بين النسب واختبار كاي تربيع χ^2 للتدرج السباعي

مستوى القدرة	منخفض	متوسط	عالٍ
منخفض	χ^2	الاحتمالية	χ^2
متوسط	1.083	0.298	
عالٍ	0.540	0.462	0.986

يلاحظ من جدول (16) أن نسب الكشف عن الاستجابات غير الجدية غير مرتبطة بمستوى القدرة، وبناءً على مقارنة قيمة الإحتمالية بقيمة 0.0166 لم تكن هناك دلالة احصائية بين أزواج مستويات القدرة.

الفصل الخامس

مناقشة نتائج الدراسة

يتناول هذا الفصل مناقشة نتائج الدراسة التي هدفت الى الكشف عن نسبة الاستجابات غير الجدية وفق مؤشر l_z^p على مقياس التحيزات المعرفية ضمن نموذج الاستجابة المتدرجة (Graded Response Model , GRM) عند مستويات مختلفة من القدرة وطريقة تقديرها وبتدرج مختلف للفقرة، تبعاً لتسلسل ظهور الأسئلة في الفصل الرابع، وذلك على النحو الآتي:

السؤال الأول: هل تختلف خصائص التوزيعات الإحصائية للمؤشر l_z^p باختلاف عدد فئات التدرج؟

أظهرت نتائج السؤال الأول في الدراسة، تقاطع فترات الثقة للوسط الحسابي لقيم المؤشر الإحصائي l_z^p الخاصة بأنماط الاستجابة على مقياس التحيزات المعرفية باختلاف عدد فئات التدرج، مما يدل على عدم وجود فروق جوهرية بين الأوساط الحسابية لقيم المؤشر الإحصائي l_z^p ، فقد تراوحت الأوساط الحسابية من (0.157) على التدرج السباعي إلى (0.189) على التدرج الثلاثي؛ مما يعني عدم تأثر المؤشر الإحصائي l_z^p بشكل مباشر بأنماط استجابة الأفراد بعدد فئات التدرج للمقياس (ثلاثي، رباعي، خماسي، سباعي) أثناء تقدير قيم المؤشر الإحصائي l_z^p بالإستناد الى قدرات الأفراد، ومعالم الفقرات من صعوبة وتمييز.

وأظهرت نتائج السؤال الأول في الدراسة، أن المؤشر الإحصائي كان أكثر فاعلية عند استجابات الأفراد على التدرج الثلاثي مقارنةً بفئات التدرج الأخرى، مما عكس موضوعية وجدية الأفراد في الإستجابة على فقرات المقياس.

وأظهرت نتائج السؤال الأول في الدراسة، أن الإنحرافات المعيارية لقيم المؤشر الإحصائي l_Z^p الخاصة بأنماط الاستجابة على مقياس التحيزات المعرفية باختلاف عدد فئات التدرج، تراوحت من (1.220) على التدرج الثلاثي إلى (2.072) على التدرج الرباعي.

كما و أظهرت نتائج السؤال الأول في الدراسة، أن الأخطاء المعيارية للأوساط الحسابية لقيم المؤشر الإحصائي l_Z^p الخاصة بأنماط الاستجابة على مقياس التحيزات المعرفية باختلاف عدد فئات التدرج، تراوحت من (0.063) على التدرج الثلاثي الى (0.107) على التدرج الرباعي، مما يدل على فاعلية المؤشر الإحصائي l_Z^p على التدرج الثلاثي، مقارنة بفئات التدرج الأخرى، وبالتالي فإنّه يعكس موثوقية أعلى في قيمة الوسط الحسابي للمؤشر الإحصائي. ويلاحظ أن قيمة الخطأ المعياري للمؤشر الإحصائي l_Z^p على التدرج الرباعي قد تراجعت فاعليته بالمقارنة مع فئات التدرج الأخرى وبالتالي فإنّه يعكس موثوقية أقل في قيمة الوسط الحسابي للمؤشر الإحصائي.

وأظهرت نتائج السؤال الأول في الدراسة، أن المدى لفترة الثقة على التدرج الرباعي تراوحت من (-4.610) إلى (0.374) وهذا يدل على أن فترة الثقة الأكثر اتساعاً قد بلغت على التدرج الرباعي، ولا يتوزع توزيعاً طبيعياً، بينما كان المدى لفترة الثقة لباقي فئات التدرج متقاربة وأيضاً لا يتوزع طبيعياً.

وأظهرت نتائج السؤال الأول في الدراسة، أنّ الإلتواء لقيم المؤشر الإحصائي l_Z^p الخاصة بأنماط الاستجابة على مقياس التحيزات المعرفية باختلاف عدد فئات التدرج، تراوحت من (-0.896) على التدرج الخماسي إلى (-0.777) على التدرج الرباعي. مما يدل على أن التدرج الخماسي، هو الأبعد عن التوزيع الطبيعي والتدرج الرباعي، هو الاقرب على التوزيع الطبيعي،

وكلاهما لا يتوزع طبيعياً. وهذا يتفق مع دراسة كل من (Noonan et al., 1992) و (Meijer & Van Krimpen–Stoop , 1999).

وأظهرت نتائج السؤال الأول في الدراسة، أن تفلطح قيم المؤشر الإحصائي l_z^p الخاصة بأنماط الاستجابة على مقياس التحيزات المعرفية باختلاف عدد فئات التدرج، تراوحت من (1.423) على التدرج الخماسي إلى (0.659) على التدرج الرباعي. مما يدل على أن التدرج الرباعي هو الأقرب إلى التوزيع الطبيعي، والتدرج الخماسي هو الأبعد عن التوزيع الطبيعي وكلاهما لا يتوزع طبيعياً . وهذا يتفق مع دراسة كل من (Noonan et al., 1992) و (Meijer & Van Krimpen–Stoop , 1999).

وأظهرت نتائج السؤال الأول في الدراسة، أن قيم المؤشر الإحصائي l_z^p الخاصة بأنماط الاستجابة على مقياس التحيزات المعرفية باختلاف عدد فئات التدرج ، قد اختلفت عن التوزيع الطبيعي بمستوى الدلالة الإحصائية $\alpha = 0.05$ ضمن اختبار (Kolmogorov–Smirnov).

وأظهرت نتائج السؤال الأول في الدراسة، أن التوزيع العيني للمؤشر الإحصائي l_z^p ملتوٍ نحو اليسار، ولا يتوزع توزيعاً طبيعياً . وقد اتفقت هذه النتيجة مع أغلب الدراسات التي وضحت أن المؤشر الإحصائي l_z^p يميل نحو الالتواء السالب والتفلطح الموجب (De la Toree & Deng, 1999; Meijer & Van Krimpen–Stoop, 1995; Reise, 2008). وقد يكون السبب في ذلك أن الدراسة الحالية قد استندت الى القدرة المقدره للمستجيب ($\hat{\theta}$) وليس القدرة الحقيقية (θ) في حساب وإيجاد قيمة المؤشر الإحصائي l_z^p . حيث أشارت دراسة مولينار وهوجنتك (Molenaar & Hoijsink, 1990) أن l_z^p يتوزع طبيعياً فقط اذا تم استخدام القدرة الحقيقية للمستجيب وليس القدرة المقدره.

وأيضاً أظهرت نتائج الدراسة للسؤال الأول، أنّ فترات الثقة للوسط الحسابي لقيم الخطأ المعياري للمؤشر الإحصائي l_z^p لأنماط الاستجابة حسب عدد فئات التدرج قد كانت جميعها متقاطعة، مما يدل على عدم وجود فروق جوهرية بين الأوساط الحسابية لقيم الخطأ المعياري للمؤشر الإحصائي l_z^p لأنماط الاستجابة، ويدل على فاعلية وموثوقية تقدير المؤشر الإحصائي على فئات التدرج قد كانت متكافئة، ويلاحظ أيضاً أنّ قيمة الخطأ المعياري الأصغر، قد كانت على التدرج الثلاثي.

كما وأظهرت نتائج السؤال الأول في الدراسة، أنّ قيم الأوساط الحسابية لقيم الخطأ المعياري للمؤشر الإحصائي l_z^p لأنماط الاستجابة قد تراوحت من 0.8521 على التدرج الثلاثي إلى 0.8984 على التدرج الرباعي. وفيما يتعلق بقيم الانحرافات المعيارية لقيم الخطأ المعياري للمؤشر الإحصائي l_z^p لأنماط الاستجابة، قد تراوحت من 0.22629 على التدرج الثلاثي إلى 0.30708 على التدرج الرباعي.

وأظهرت نتائج السؤال الأول في الدراسة، أنّ قيم الأخطاء المعيارية للأوساط الحسابية لقيم الخطأ المعياري للمؤشر الإحصائي l_z^p لأنماط الاستجابة، قد تراوحت من 0.01172 على التدرج الثلاثي إلى 0.01586 على التدرج الرباعي.

ويتوزع الإحصائي l_z^p توزيعاً طبيعياً فقط عندما يتم استخدام القدرة الحقيقية (θ) وليس القدرة المقدرة $(\hat{\theta})$ (Molenaar & Hoijtink, 1990)، وفي الدراسة الحالية تم استخدام القدرة المقدرة $(\hat{\theta})$ وليس القدرة الحقيقية (θ) .

وأخيراً، نشير الى وجود علاقة عكسية بين قيم المؤشر الإحصائي وبين قيمة الخطأ المعياري للمؤشر الإحصائي، حيث أنه كلما زادت قيم المؤشر الإحصائي تقل قيم الخطأ المعياري، والعكس صحيح.

السؤال الثاني: هل تختلف نسب الاستجابات غير الجدية وفق مؤشر l_z^p باختلاف عدد فئات تدرج المقياس (ثلاثي ، رباعي ، خماسي ، سباعي) ؟

أظهرت نتائج السؤال الثاني في الدراسة، أنّ النسب الملاحظة للاستجابات غير الجدية تختلف باختلاف عدد فئات التدرج، فقد بلغت على التدرج الثلاثي 10.7% ، وعلى التدرج الرباعي 19.7% ، وعلى التدرج الخماسي 16.8% ، وعلى التدرج السباعي 14.5% ، حيث نجد أقل نسبة من الاستجابات غير الجدية كانت على التدرج الثلاثي، ثم على التدرج السباعي يليها التدرج الخماسي، وأخيراً أعلى نسبة كانت على التدرج الرباعي.

كما وأظهرت النتائج أنّ أعلى نسبة استجابات غير جدية كشفها الإحصائي l_z^p هي عند تدرج ليكرت الرباعي، والذي يخلو من البديل "محايد"؛ ويمكن تفسير ذلك إلى أن بعض الدراسات أظهرت أنّه عدم وجود البديل محايد لمقياس ليكرت قد يؤدي إلى نقص المعلومات، أو عدم وجود رأي حول الموقف ، أو نقص الدافعية لدى المستجيب، أو تناقض في المشاعر، أو عدم اليقين بقوة الموقف، أو عدم الاهتمام أثناء الاستجابة كدراسة شومان وبرسر (Schuman & Presser, 1981). مما قد يكون ادى الى زيادة نسبة الاستجابات غير الجدية عند استخدام التدرج الرباعي لفقرات المقياس.

كما وجد كالتون وآخرون (Kalton et al., 1980) وبيشوب (Bishop, 1987) في دراساتهم أن وجود البديل محايد له أثر على توزيع الاستجابات على البدائل المتبقية، مما قد يؤدي إلى وجود استجابات عشوائية أو غير جدية من المستجيب.

واقترح البعض تسمية البديل محايد بـ (لا أعرف) بحيث تكون مقبولة اجتماعياً للمستجيبين ولا تجبرهم على إعطاء آرائهم (Schuman & Presser, 1981). وأشار كل من فرانسيس وبوش (Francis & Busch, 1975) إلى أن الاستجابة بخلو البديل (محايد)؛ قد تدل على الإهمال أو الإلتباس وهذا يشير إلى الاستجابة العشوائية أو التخمين أو تقديم نمط معين في الاستجابة.

وأظهرت النتائج أنّ أقل نسبة استجابات غير جدية كشفها الإحصائي l_z^p هي عند تدرج ليكرت الثلاثي، وقد يفسر ذلك أن قلة عدد الخيارات على الفقرة لا يتطلب الوقت والجهد من المستجيب لاختيار البديل المناسب. حيث ان السرعة في الاستجابة قد تؤدي الى استجابات غير جدية (Huang, Liu & Bowling, 2015). وبالتالي فان قلة عدد الخيارات (التدرج الثلاثي) قد تكون ساهمت في تقليل نسب الاستجابات غير الجدية الناتجة عن التسرع في الإجابة.

السؤال الثالث: هل تختلف نسبة الاستجابات غير الجدية وفق مؤشر l_z^p باختلاف مستويات القدرة (منخفض، متوسط، عال)؟

أظهرت نتائج السؤال الثالث في الدراسة، أن النسب المئوية الملاحظة من الاستجابات غير الجدية المقدره بطريقة EAP تختلف باختلاف مستوى القدرة حيث بلغت النسب المئوية الملاحظة من الاستجابات غير الجدية على التدرج الثلاثي عند مستوى القدرة منخفض 11.1% ، وعند مستوى القدرة متوسط 11.7%، وعند مستوى القدرة عال 4.4%.

وأظهرت النتائج أن النسب المئوية الملاحظة من الاستجابات غير الجدية قد بلغت على التدرج الرباعي عند مستوى القدرة منخفض 20.4% ، وعند مستوى القدرة متوسط 16.8% ، وعند مستوى القدرة عالٍ 37.0%.

كما وأظهرت النتائج أن النسب المئوية الملاحظة من الاستجابات غير الجدية قد بلغت على التدرج الخماسي عند مستوى القدرة منخفض 15.2% ، وعند مستوى القدرة متوسط 16.4% ، وعند مستوى القدرة عالٍ 20.4%.

وأظهرت النتائج أن النسب المئوية الملاحظة من الاستجابات غير الجدية قد بلغت على التدرج السباعي عند مستوى القدرة منخفض 19.0% ، وعند مستوى القدرة متوسط 13.6% ، وعند مستوى القدرة عالٍ 13.7%.

يتضح من نتائج السؤال الثالث في الدراسة حسب طريقة تقدير القدرة EAP ، أن أعلى نسبة استجابات غير جدية قد بلغت عند مستوى القدرة المتوسطة، وذلك على التدرج الثلاثي وأنه على التدرج الرباعي والخماسي قد بلغت أعلى نسبة من الإستجابات غير الجدية عند مستوى القدرة العالية، في حين على التدرج السباعي قد بلغت أعلى نسبة من الإستجابات غير الجدية عند مستوى القدرة المنخفضة.

حيث يلاحظ تأثر الأفراد ذوي القدرة المتوسطة بأنماط الإستجابة غير الجدية على فئة التدرج الثلاثي بشكل أكبر من الأفراد ذوي القدرات المنخفضة والعالية، وأيضاً تأثر الأفراد ذوي القدرة العالية بأنماط الاستجابة غير الجدية على فئتي التدرج الرباعي والخماسي بشكل أكبر من الأفراد ذوي القدرات المتوسطة والمنخفضة، وبلغت أعلى نسبة استجابات غير الجدية على فئة التدرج السباعي عند الأفراد ذوي القدرة المنخفضة بشكل أكبر من ذوي القدرة المتوسطة والعالية.

التوصيات

بالإعتماد على نتائج الدراسة فإن الباحثة توصي بما يلي:

- (1) أهمية وجود البديل محايد في مقياس ليكرت، كونه يقلل من نسب الاستجابات غير الجدية.
- (2) عدم المبالغة بزيادة عدد فئات تدريج مقياس ليكرت ما لم يضطر الباحث لذلك واستخدام التدريج الثلاثي للفقرات.
- (3) إجراء المزيد من الدراسات لمعرفة أثر البديل "محايد" على نسب الاستجابات غير الجدية بحيث يكون عدد فئات التدريج ستة خيارات.

المراجع

- الحموري، فراس. (2017). التحيزات المعرفية لدى طلبة جامعة اليرموك وعلاقتها بالجنس والتحصيل الأكاديمي. *المجلة الأردنية في العلوم التربوية، 13(1)*، 1-14.
- الغزو، علي محمد. (2017). خصائص التوزيعات العينية لمؤشر مطابقة الأفراد ومدى اختلاف نسبة الاستجابة غير المطابقة وفق نموذج الاستجابة المتدرج في ضوء بعض المتغيرات. رسالة دكتوراة غير منشورة، جامعة اليرموك، الأردن.
- جراح، بندر نواف. (2009). مقارنة مؤشرات مطابقة الشخص لنماذج استجابة الفقرة باستخدام بيانات فعلية. رسالة دكتوراة غير منشورة، جامعة اليرموك، الأردن.
- حمادنة، مروان عبدالله. (2011). فاعلية أسلوب تحسين مطابقة الفرد القائم على تصحيح القدرة وتوزيعها المرجعي عند الاختلاف في حجم العينة والنموذج اللوجستي. رسالة دكتوراة غير منشورة، جامعة اليرموك ، الأردن.

- Andrich, D. (1978). Application of psychometric rating model to ordered categories which are scored with successive integers. *Applied Psychological measurement, 2(4)*, 581-594.
- AlQuraan, M. (2019). The effect of insufficient effort responding on the validity of student evaluation of teaching. *Journal of Applied Research in Higher Education, 11(3)*, 604-615.
- Baer, R. A., Ballenger, J., Berry, D. T. R., & Wetter, M. W. (1997). Detection of random responding on the MMPI-A. *Journal of personality Assessment, 68(1)*, 139-151.
- Baker, F. (2001). The Basics of Items Response Theory. ERIC. Clearinghouse on Assessment.
- Beach, D. A. (2001). Identifying the random responder. *The journal of psychology, 123(1)*, 101-103.
- Bishop, F. (1987). Experiments with the Middle Response Alternative in Survey Questions. *Public Opinion Quarterly, 51(2)*, 220-232.

- Birenbaum, M.(1986). Effect of dissimulation motivation anxiety on response pattern appropriateness measures. *Applied Psychological Measurement, 10*, 167-174.
- Blais, J. & Raiche, G. (2005). *Characterization of the distribution of the Lz index of person fit according to the estimated proficiency level. International Meeting of the Psychometric Society Tilburg, Netherland*, 1-28.
- Bock, R. (1972). Estimating item parameters and latent ability when response are scored in two or more nominal categories. *Psychometrika, 37(1)*, 29-51.
- Bradburn, N., Sudman, S., & Wansink, B. (19973). Asking question: The definitive Guide to questionnaire design. 1st ed. USA: *Jossey-Bass, Inc.* 28.
- Brown, R. and Villareal, J. (2007). Correcting for person misfit in aggregated score reporting. *International Journal of Testing, 7(1)*,1-25.
- Chan, D., & Schmitt, N. (1999). Correlates of person fit effect of person fit on test validity .*Applied Psychological Measurement, 23(1)*,41-54.
- Chen, W. and Thissen, D. (1997). Local dependence indices for item pairs using item response theory. *Journal of Educational and Behavioral Statistics, 22(3)*, 265-289.
- Cook, N. Faust, D. Meyer. J. & Faust, K. (2016). The Impact of careless and random responding on juvenile forensic assessment: Susceptibility of Commonly Used Measures and Implications for Research and practice. *Journal of Forensic Psychology Practice,16(5)*,425-447.
- Cavanagh, R. F., &Romanoski, J. T. (2006). Rating scale instrument and measurement. *Learning Environment Research, 9(3)*, 273-289.
- Crede', M.(2010). Random responding as a threat to the validity of effect size estimates in correlational research. *Educational and psychological Measurement, 70(4)*,596-612.
- Crocker, L., &Algina, J. (1986). *Introduction to classical and modern test theory.* Holt, Rinehart and Winston, 6277 Sea Harbor Drive Orlando, FL 32887.
- Cui, Y., & Mousavi, A. (2015). Explor the usefulness of person-fit analysis on large-scale assessment. *International Journal of Testing, 15(1)*, 23-49.

- Das, T., & Teng, B. (1999). Cognitive biases and strategic decision processes: An integrative perspective. *Journal of Management Studies*, 36(6), 757-778. doi:10.1111/1467-6486.00157.
- Dodeen, H., & Darabi, M. (2009). Person-fit: relationship with personality test in mathematics. *Research papers In Education*, 24 (1), 115-126.
- Deng, W. (2007). *An innovative use of the standardized log-likelihood statistic to evaluate person fit*. Unpublished doctoral dissertation. Rutgers, The State University of New Jersey, New Brunswick, NJ.
- De la Torea, J. & Deng, W. (2008). Improving person fit Assessment by Correcting the Ability Estimate and its Reference Distribution. *Journal of Educational Measurement*, 45(2), 159-177.
- Deu, A. M., & Reise, P.S. , (1991). The influence of test characteristics on the detection of aberrant response patterns. *Applied psychological measurement*, 15(3), 217-226.
- Drasgow, F., Levine, M.V., & Williams, E.A. (1985). Appropriateness measurement with polychromous Item response models and standardized models. *British Journal of mathematical and statistical psychology*, 38, 67-86.
- Dolores & Lopez, H. (2005). Fitting Rash Model Using Appropriateness Measure statistic. *The Spanish Journal of psychology*, 8(1), 100-110.
- Fraley, R. C., Waller, N. G., & Brennan, K. A. (2000). An item response theory analysis of self-report measurement of adult attachment. *Journal of personality and social psychology*, 78(2), 350.
- Francis, J. D., & Busch, L. (1975). What we don't know about "I don't know's". *Public Opinion Quarterly*, 39(2), 207-218.
- Gessalori & Marvine, E. (1992). The effect of test length and IRT Model on the distribution and stability of appropriateness indexes. *Applied psychological Measurement*, 16, 345-352.
- Haley, S., Pinkham, M., Dumas, H., Ni, P., Gorton, G., Watson, K., Montpent, K., Bilodeau, N., Hambleton, R. & Tucker, C. (2009). Evaluation of item bank for computerized adaptive test of activity in children with cerebral palsy. *Physical Therapy*. 89(6). 589-600.

- Hambleton, R.K., & Swaminathan, H. (1985). *Item Response Theory: Principles and applications*. Boston, MA: kluwer-Nijhoff .Publishing.
- Hambleton, R.K., Swaminathan, H., & Rogers, H. (1991). *Fundamentals of item response theory*. Newbury park, CA: Sage publications.
- Huang, J. L., Curran, P. G., Keeney, J., Paposki, E. M., & DeShon, R. P. (2012). Detecting and deterring insufficient effort responding to surveys. *Journal of Business Psychology*, 27, 99-114.
- Huang, J. L., Liu, M., & Bowling, N. A. (2015). Insufficient effort responding: examining an insidious confound in survey data. *Journal of Applied Psychology*, 100(3), 828-845.
- Kalton, G., Julie, R., & Tim, H. (1980). The Effects of Offering a Middle Response Opinion with Opinion Questions. *The Statistician*, 29(1), 65-78.
- Kahneman, D., Tversky, A. (1972). subjective probability: A judgment of representativeness. *Cognitive Psychology*. 3(3): 430-454. doi:10.1016/0010-0285(72)90016-3. Retrived June, 2017, from <https://sci-hub.cc>.
- Karabatsos, G. (2003). Comparing the aberrant response detection performance of thirty – sex person-fit statistics. *Applied Measurement in Education*, 16(4), 277-298.
- Kbar, F.D. (1994). Effectiveness of person-fit indices in detecting gussing, carelessness: A simulated study. *Dissertation Abstracts International section A: Humanities and Social Sciences*, 55(3-A), 541.
- Kogut, J. (1987). *Detecting aberrant response patterns rasch model (Research Report NO. 87-3)*. Enschede, The Netherland: University of Twente.
- Kountur, R. (2016). Detecting careless respondent to self-reported questionnaire. *Eurasian Journal of Educational Research*, 64, 307-318.
- Kruglanski, A., & Ajzen. I. (1983). Bias and error in human judgment. *European Journal of social psychology*, 13(1), 1-44.
- Lamprianou, I., & Boyle, B. (2004) Accuracy of Measurement in the context of Mathematics National Cirriculum Tests in England for Ethic Minority pupils

- and pupils who speak English as Additional Language .*Journal of Educational Measurement* , 41(3),239-259.
- Li, M. N. F., &Olejnik, S. (1997). The power of rasch person-fit statistic in detecting unusual response patterns. *Applied Psychological Measurement*, 21(3), 215-231.
- Levine,M.V., &Rubin,D.B. (1979). Measuring the appropriateness of multi-choice test scores. *Journal of Educational Statistics*, 4,269-290.
- Liu, M., Bowling, N. A., Huang, J. L., & Kent, T. A. (2013). Insufficient effort responding to surveys as a threat to validity: The perceptions and practices of SIOP members. *The Industrial Organizational psychologist*, 51(1), 32-38.
- Lilienfeld, S., Lynn, S. J., Namy, L., Woolf, N., Jamieson, G., Marks, A., & Slaughter, V. (2014). Psychology: From inquiry to understanding. Person Higher Education AU. Accessed website on May, 18.Retrieved April, 2017, from <https://scholar.google.com>.
- Lord, F. M. (19980). *Application of item response to practical testing problems*. NJ: Lawrence Erlbaum Associates Inc.
- Lopez, A,J., & Montesinos, H.D.(2005). Fitting rasch model using appropriateness Measure Statistics. *The Spanish Journal of Psychology*, 8,100-110.
- Masters, G .N. (1982). A Rasch Model for Partial Credit Scoring. *Psychometrika*, 47(2), 149-174.
- Mathews, A., & Macleod, C. (2002). Induced processing biases have causal effects on anxiety. *Cognition and Emotion*, 16(3).331-354.doi: 10.1080/02699930143000518.
- Maniaci, M. R . , & Rogge, R. D. (2014). Caring about carelessness: Participant inattention and its effects on research. *Journal of Research in personality*, 48,61-83.
- McGrath, R. E., Mitchell, M., Kim, B. H., & Hough, L. (2010). Evidence for response bias as a source of error variance in applied assessment. *Psychology Bulletin*, 136(3), 450-470.

- Meade, A. W., & Craig, S. B. (2012). Identifying careless responses in survey data. *Psychological methods, 17*(3),437-455.
- Meijer, R.R., &Sijtsma,K. (1994). Detection of aberrant item score patterns: A review of recent developments. *ERIC Document Reproduction Service No. ED 389 751*.
- Meijer, R.R.,&Sijtsma,K.(2001). Methodology Review:Evaluating person fit. *Applied psychological Measurement, 25*,107-135.
- Meijer, R .R. (1997). Person fit criterion-related validity. *Applied psychological Measurement, 21*,99-113.
- Meijer, R. R &Nering.L.M.(1997). Trait level estimation for nonfitting response vectores. *Applied psychological Measurement,21*,321-335.
- Meijer,R.R., & van krimpén-stoop,E.M.L.A.(1999).The null distribution of person fit statistics for conventional and adaptive test. *Applied psychological Measurement,23*,327-345.
- Meijer, R. R., &Tendeiro, J. N. (2014). *The Use of Person-Fit Scores in High-Stakes Educational Testing: How to Use Them and What They Tell Us*. Law School Admission Council. Research Report. Newtown, Law School Admission Council. 2014: 14–03.
- Molenaar, I .W. , &Hojtink, H. (1990) . The many null distribution of person fit indices. *Psychometrika, 55*(1),75-106.
- Muraki, E. (1992). A generalized partial credit model: Application of an EM algorithm. *Applied Psychological Measurement, 16*,159-176.
- Nering, M.L,(1998). The influence of nonnormal – fitting examinee in estimating person parameter, paper presented at Annual Meeting of the American Educational Research Association.
- Nering,M.L.(1997). The Distribution of indexes of person fit within the computerized adaptive testing environment . *Applied psychological Measurement,21*,115-127.

- Nering, M.L. (1995). The distribution of person fit Using true and estimated person parameters. *Applied Psychological Measurement*, 19, 121-129.
- Nering, M. L., & Ostini, R. (2010). *Handbook of Polytomous item response theory models*. Taylor & Francis Group, New York.
- Nichols, D.S., Green, R. L., & Schmolck P. (1989). Criteria for assessing inconsistent patterns of item endorsement on the MMPI: Rational, development, and empirical trials. *Journal of Clinical Psychology*, 45(2), 239-250.
- Niessen, S., Meijer, R., & Tendeiro, J. (2016). Detecting careless respondent in web-based questionnaires: which method to use. *Journal of Research in Personality*, 63, 1-11.
- Noonan, B. W., Boss, M. W., & Gessaroli, M. E. (1992). The effect of test length and IRT model on the distribution and stability of three appropriateness indexes. *Applied Psychological Measurement*, 16(4), 345-352.
- Petridou, A., & Williams, J. (2007). Accounting for aberrant test response patterns using multilevel models. *Journal of Educational Measurement*, 44(3), 227-247.
- Pina, J. A.L., & Montesions, M. D. H. (2005). Fitting rasch model using appropriateness measure statistics. *The Spanish journal of psychology*, 8(1), 100-110.
- Reaser, J. (1975). A test of the forced-alternative random response questionnaire technique. EREC Technical Report no, 75-9.
- Reise, S. P. (1995). Scoring method and the detection of person misfit in a personality assessment context. *Applied Psychological Measurement*, 19(3), 213-229.
- Reise, S. P., & Yu, J. (1990). Parameter recovery in the graded response model using MULTILLOG. *Journal of Measurement*, 27(2), 133-144.
- Rios, J. Guo, H. Mao, L., & Liu, O. (2016). Evaluating the impact of careless responding on aggregated-scores: To Filter Unmotivated Examinees or Not. *International Journal of Testing*, 17(1), 74-104.

- Samejima, F. (1969). Estimation of latent ability using a response pattern of graded scores. *Psychometrika Monograph Supplement*, 17,1-100.
- Samejima, F. (1972). A general model for free-response data. *Psychometrika Monograph Supplement*, No.18.
- Samejima, F. (1973). Homogeneous case of the continuous response model. *Psychometrika*, 38(2), 203-219.
- Samejima, F. (1997). Graded response model. In W .J .van der Linden & R. K. Hambleton (Eds). *Handbook of modern item response theory* (pp. 85-100). New York: Springer-Verlag.
- Schmitt, A.P & Crocker .L. (1984). *The relationship between test anxiety and person fit measures* .ERIC.
- Schmitt, N., chan, D., Sacco, J., McFarland, L., & Jennings,D. (1999). Correlates of person-fit and effect of person-fit on test validity. *Applied psychological Measurement*,23(1),41-54.
- Schmitt, N ., Cortina , J . M . , & Whitney. (1993). Appropriateness fit and criterion-related validity .*Applied psychological Measurement*, 17, 143-150.
- Schmitt, N.,Chan,D.,Sacco, J.M., McFarland,L. A., & Jennings, D.(1999).Correlates of person fit and effect of person fit on test validity . *Applied psychological measurement*, 23 (1),41-54.
- Schuman, H.& Presser, S. (1981). *Questions and Answers in Attitude Surveys*. New York: Academic Press.
- Seo, D. G., & Weiss, D. J.(2013). Lz Person-fit index to identify misfit student with achievement test data. *Educational and Psychological Measurement*, 73(6), 994-1016.
- Sinharay, S. (2015). Assessment of person fit for mixed-format tests .*Journal of educational and Behavioral Statistics*, 40(4),343-365.
- Snijders, T.A.B.(2001). Asymptotic null distribution of person fit statistics with estimated person parameters. *Psychometrika* ,66,331-342.

- Tendeiro, J .N. (2017). The $Lz^*(p)$ Person-Fit Statistic in an Unfolding Model Context. *Applied Psychological Measurement*, 41(1),44-59.
- van der Gaag, M., Schütz, C., ten Napel, A., Landa, Y., Delespaul, P., Bak, M., ... & De Hert, M. (2013). Development of the Davos assessment of cognitive biases scale (DACOBS). *Schizophrenia Research*, 144(1-3), 63-71.
- Wertheimer, M. (2017). Identifying the types of insufficient effort responders, Unpublished Master Thesis. Middel Tennessee State University.
- Yudkowsky, E. (2008). Cognitive biases potentially affecting judgment of global risks. In N. Bostrom & M. Crikovic (Eds), *Global catastrophic risks* (pp.91-119). Oxford:Oxford university press.
- Zijlstra, W. Ark, A. & Sijtsma, K. (2011). Outliers in questionnaire data: Can They Detect and should be Removed. *Journal of Educational and Behavioral Statistics, Tilburg University*, 63(2), 186-212.

ملحق (2) التدرج الثلاثي لمقياس التحيزات المعرفية

عزيزي الطالب / عزيزتي الطالبة

فيما يلي مجموعة من الجمل التي تصف الاتجاهات والمعتقدات التي يتبناها الفرد أحياناً. يرجى منك قراءة كل جملة بعناية وتحديد مدى موافقتك عليها وذلك بوضع اشارة (x) حول الاجابة التي تصف جيداً مدى موافقتك على الجملة. علماً بأنه لا يوجد إجابة صحيحة وأخرى خاطئة لأن الناس يختلفون عن بعضهم. شاكراً لكم حسن تعاونكم وجديتكم في الاجابة.

الجنس: ذكر أنثى

المستوى الدراسي: أولى ثانية ثالثة رابعة فأكثر

المعدل التراكمي:

الكلية:

الرقم	الفقرة	درجة الموافقة		
		موافق	محايد	معارض
1	أنا متيقظ للخطر.			
2	عندما تسوء الأمور فإن أحدا ما يكون السبب.			
3	لا أحتاج الى وقت طويل للوصول الى أي استنتاج.			
4	يربكني الآخرون.			
5	تتناثر الأفكار في ذهني.			
6	لا يمكن الوثوق بالآخرين.			
7	ساعت أمور حياتي بسبب الآخرين.			
8	أنا أستخدم جهاز الكمبيوتر حالياً.			
9	يقفز الاستنتاج الصحيح في ذهني فجأة.			
10	لست متأكد مما يعنيه الآخرون.			
11	انتبه للتفاصيل بدلاً من الصورة الكلية.			
12	يراقبني الناس دائماً.			
13	ليس خطأي أن تسوء أمور حياتي.			
14	لا أحتاج الى أخذ كافة البدائل بالاعتبار عند اتخاذ قراري.			
15	يفاجئني الآخرون بردود أفعالهم.			
16	لقد قمتُ بزيارة كافة بلدان العالم.			
17	عندما يكون لدي هدف لا أعرف كيف أحققه.			
18	أجد بسرعة الأدلة التي تدعم معتقداتي.			
19	لا يعطيني الناس فرصة لأجيد أعمالي.			

الرقم	الفقرة	درجة الموافقة
20	أخذ القرارات أسرع من الناس.	
21	لا أفهم لماذا يتصرف الناس بالطريقة التي يتصرفوا بها.	
22	أتأكد من أن كافة النوافذ محكمة الإغلاق.	
23	عندما أحاول التركيز على شيء ، لا أستطيع إهمال الأمور الأخرى حولي.	
24	أنام أقل من ساعة في اليوم.	
25	لا أغير طريقة تفكيري بسهولة.	
26	لا أذهب إلى المطاعم لأنها غير آمنة.	
27	يجعل الناس حياتي تعيسة.	
28	الأفكار الأولى هي الأفكار الصحيحة.	
29	يصعب معرفة ما يشعر به الآخرون من تعابير الوجه.	
30	لا أخرج من المنزل بعد حلول الظلام.	
31	المعلومات غير المرتبطة بالموضوع تشتت انتباهي بسهولة.	
32	أنا لم أفهم أي كلمة من اللغة العربية.	
33	يعاملني الناس معاملة سيئة بلا سبب واضح.	
34	لا أحتاج إلى تقييم كافة الحقائق كي أتوصل إلى النتيجة.	
35	أجلس دائماً بجانب مخارج الطوارئ لأكون بأمان.	
36	لا أستطيع التركيز على مهمة معينة.	
37	الأشخاص الذين لا أعرفهم هم أشخاص خطيرون.	
38	كل حادث له تفسير واحد فقط.	
39	أتجنب الرد على المكالمات الهاتفية حتى أكون في الجانب الآمن.	
40	جميع أصدقائي من كوكب آخر.	
41	لا أدرك بسرعة كيفية ترابط الأشياء ببعضها.	
42	أبقى متيقظاً لحماية نفسي من المخاطر.	
43	لا أحتاج إلى البحث عن معلومات إضافية لاتخاذ قراراتي.	
44	عندما أسمع الناس يضحكون، أتوقع أنهم يضحكون مني.	
45	المحافظة على فكرة معينة أمر صعب.	
46	أتجنب الاهتمام بالمعلومات التي قد تبطل معتقداتي.	
47	لا أذهب إلى مجمعات التسوق لأنها غير آمنة.	

ملحق (3) التدرج الرباعي لمقياس التحيزات المعرفية

عزيزي الطالب / عزيزتي الطالبة

فيما يلي مجموعة من الجمل التي تصف الاتجاهات والمعتقدات التي يتبناها الفرد أحياناً. يرجى منك قراءة كل جملة بعناية وتحديد مدى موافقتك عليها وذلك بوضع إشارة (x) حول الاجابة التي تصف جيداً مدى موافقتك على الجملة. علماً بأنه لا يوجد إجابة صحيحة وأخرى خاطئة لأن الناس يختلفون عن بعضهم. شاكراً لكم حسن تعاونكم وجديتكم في الاجابة.

الجنس: ذكر أنثى

المستوى الدراسي: أولى ثانية ثالثة رابعة فأكثر

المعدل التراكمي:

الكلية:

الرقم	الفقرة	درجة الموافقة			
		موافق بشدة	موافق	معارض	معارض بشدة
1	أنا متيقظ للخطر.				
2	عندما تسوء الأمور فإن أحدا ما يكون السبب.				
3	لا أحتاج الى وقت طويل للوصول الى أي استنتاج.				
4	يربكني الآخرون.				
5	تنتشر الأفكار في ذهني.				
6	لا يمكن الوثوق بالآخرين.				
7	ساعت أمور حياتي بسبب الآخرين.				
8	أنا أستخدم جهاز الكمبيوتر حالياً.				
9	يقفز الاستنتاج الصحيح في ذهني فجأة.				
10	لست متأكداً مما يعنيه الآخرون.				
11	انتبه للتفاصيل بدلاً من الصورة الكلية.				
12	يراقبني الناس دانماً.				
13	ليس خطأي أن تسوء أمور حياتي.				
14	لا أحتاج الى أخذ كافة البدائل بالاعتبار عند اتخاذ قراري.				
15	يفاجئني الآخرون بردود أفعالهم.				
16	لقد قمتُ بزيارة كافة بلدان العالم.				
17	عندما يكون لدي هدف لا أعرف كيف أحققه.				
18	أجد بسرعة الأدلة التي تدعم معتقداتي.				
19	لا يعطيني الناس فرصة لأجيد أعمالهم.				
20	أخذ القرارات أسرع من الناس.				

الرقم	الفقرة	درجة الموافقة
21	لا أفهم لماذا يتصرف الناس بالطريقة التي يتصرفوا بها.	
22	أتأكد من أن كافة النوافذ محكمة الإغلاق.	
23	عندما احاول التركيز على شئ ، لا أستطيع اهمال الأمور الأخرى حولي.	
24	أنام أقل من ساعة في اليوم.	
25	لا أغير طريقة تفكيري بسهولة.	
26	لا أذهب الى المطاعم لأنها غير آمنة.	
27	يجعل الناس حياتي تعيسة.	
28	الأفكار الأولى هي الأفكار الصحيحة.	
29	يصعب معرفة ما يشعر به الآخرون من تعابير الوجه.	
30	لا أخرج من المنزل بعد حلول الظلام.	
31	المعلومات غير المرتبطة بالموضوع تشتت انتباهي بسهولة.	
32	أنا لم أفهم أي كلمة من اللغة العربية.	
33	يعاملني الناس معاملة سيئة بلا سبب واضح.	
34	لا احتاج الى تقييم كافة الحقائق كي أتوصل الى النتيجة.	
35	أجلس دائماً بجانب مخارج الطوارئ لأكون بأمان.	
36	لا أستطيع التركيز على مهمة معينة.	
37	الأشخاص الذين لا أعرفهم هم أشخاص خطيرون.	
38	كل حادث له تفسير واحد فقط.	
39	أتجنب الرد على المكالمات الهاتفية حتى أكون في الجانب الأيمن.	
40	جميع أصدقائي من كوكب آخر.	
41	لا أدرك بسرعة كيفية ترابط الأشياء ببعضها.	
42	أبقى متيقظاً لحماية نفسي من المخاطر.	
43	لا أحتاج الى البحث عن معلومات اضافية لاتخاذ قراراتي.	
44	عندما أسمع الناس يضحكون، أتوقع أنهم يضحكون مني.	
45	المحافظة على فكرة معينة أمر صعب.	
46	أتجنب الاهتمام بالمعلومات التي قد تبطل معتقداتي.	
47	لا أذهب الى مجمعات التسوق لأنها غير آمنة.	

ملحق (4) التدرج الخماسي لمقياس التحيزات المعرفية

عزيزي الطالب / عزيزتي الطالبة

فيما يلي مجموعة من الجمل التي تصف الاتجاهات والمعتقدات التي يتبناها الفرد أحياناً. يرجى منك قراءة كل جملة بعناية وتحديد مدى موافقتك عليها وذلك بوضع إشارة (x) حول الاجابة التي تصف جيداً مدى موافقتك على الجملة. علماً بأنه لا يوجد إجابة صحيحة وأخرى خاطئة لأن الناس يختلفون عن بعضهم. شاكرًا لكم حسن تعاونكم وجديتكم في الاجابة.

الجنس: ذكر أنثى

المستوى الدراسي: أولى ثانية ثالثة رابعة فأكثر

المعدل التراكمي:

الكلية:

الرقم	الفقرة	درجة الموافقة			
		موافق بشدة	موافق	محايد	معارض بشدة
1	أنا متيقظ للخطر.				
2	عندما تسوء الأمور فإن أحدا ما يكون السبب.				
3	لا احتاج الى وقت طويل للوصول الى أي استنتاج.				
4	يربكني الآخرون.				
5	تنتشر الأفكار في ذهني.				
6	لا يمكن الوثوق بالآخرين.				
7	ساعت أمور حياتي بسبب الآخرين.				
8	أنا أستخدم جهاز الكمبيوتر حالياً.				
9	يقفز الاستنتاج الصحيح في ذهني فجأة.				
10	لست متأكداً مما يعنيه الآخرون.				
11	انتبه للنفاصيل بدلاً من الصورة الكلية.				
12	يراقبني الناس دائماً.				
13	ليس خطأي أن تسوء أمور حياتي.				
14	لا احتاج الى أخذ كافة البدائل بالاعتبار عند اتخاذ قراري.				
15	يفاجئني الآخرون بردود أفعالهم.				
16	لقد قمتُ بزيارة كافة بلدان العالم.				
17	عندما يكون لدي هدف لا أعرف كيف أحققه.				
18	أجد بسرعة الأدلة التي تدعم معتقداتي.				
19	لا يعطيني الناس فرصة لأجيد أعمالي.				
20	أخذ القرارات أسرع من الناس.				

الرقم	الفقرة	درجة الموافقة
21	لا أفهم لماذا يتصرف الناس بالطريقة التي يتصرفوا بها.	
22	أتأكد من أن كافة النوافذ محكمة الإغلاق.	
23	عندما احاول التركيز على شئ ، لا أستطيع اهمال الأمور الأخرى حولي.	
24	أنام أقل من ساعة في اليوم.	
25	لا أغير طريقة تفكيري بسهولة.	
26	لا أذهب الى المطاعم لأنها غير آمنة.	
27	يجعل الناس حياتي تعيسة.	
28	الأفكار الأولى هي الأفكار الصحيحة.	
29	يصعب معرفة ما يشعر به الآخرون من تعابير الوجه.	
30	لا أخرج من المنزل بعد حلول الظلام.	
31	المعلومات غير المرتبطة بالموضوع تشتت انتباهي بسهولة.	
32	أنا لم أفهم أي كلمة من اللغة العربية.	
33	يعاملني الناس معاملة سيئة بلا سبب واضح.	
34	لا أحتاج الى تقييم كافة الحقائق كي أتوصل الى النتيجة.	
35	أجلس دائماً بجانب مخارج الطوارئ لأكون بأمان.	
36	لا أستطيع التركيز على مهمة معينة.	
37	الأشخاص الذين لا أعرفهم هم أشخاص خطيرون.	
38	كل حادث له تفسير واحد فقط.	
39	أتجنب الرد على المكالمات الهاتفية حتى أكون في الجانب الآمن.	
40	جميع أصدقائي من كوكب آخر.	
41	لا أدرك بسرعة كيفية ترابط الأشياء ببعضها.	
42	أبقى متيقظاً لحماية نفسي من المخاطر.	
43	لا أحتاج الى البحث عن معلومات اضافية لاتخاذ قراراتي.	
44	عندما أسمع الناس يضحكون، أتوقع أنهم يضحكون مني.	
45	المحافظة على فكرة معينة أمر صعب.	
46	أتجنب الاهتمام بالمعلومات التي قد تبطل معتقداتي.	
47	لا أذهب الى مجمعات التسوق لأنها غير آمنة.	

ملحق (5) التدرج السباعي لمقياس التحيزات المعرفية

عزيزي الطالب / عزيزتي الطالبة

فيما يلي مجموعة من الجمل التي تصف الاتجاهات والمعتقدات التي يتبناها الفرد أحياناً. يرجى منك قراءة كل جملة بعناية وتحديد مدى موافقتك عليها وذلك بوضع اشارة (x) عند الاجابة التي تصف جيداً مدى موافقتك على الجملة. علماً بأنه لا يوجد إجابة صحيحة وأخرى خاطئة لأن الناس يختلفون عن بعضهم. شاكرًا لكم حسن تعاونكم وجديتكم في الاجابة.

الجنس: ذكر أنثى

المستوى الدراسي: أولى ثانية ثالثة رابعة فأكثر

المعدل التراكمي:

الكلية:

درجة الموافقة							الرقم
معارض بشدة	معارض	معارض الى حد ما	محايد	موافق الى حد ما	موافق	موافق بشدة	
							1
						أنا متيقظ للخطر.	2
						عندما تسوء الأمور فإن أحدا ما يكون السبب.	3
						لا أحتاج الى وقت طويل للوصول الى أي استنتاج.	4
						يريكني الآخرون.	5
						تنتشر الأفكار في ذهني.	6
						لا يمكن الوثوق بالآخرين.	7
						ساعات أمور حياتي بسبب الآخرين.	8
						أنا أستخدم جهاز الكمبيوتر حالياً.	9
						يقفز الاستنتاج الصحيح في ذهني فجأة.	10
						لست متأكداً مما يعنيه الآخرون.	11
						انتبه للتفاصيل بدلاً من الصورة الكلية.	12
						يراقبني الناس دائماً.	13
						ليس خطأي أن تسوء أمور حياتي.	14
						لا أحتاج الى أخذ كافة البدائل بالاعتبار عند اتخاذ قراري.	15
						يفاجئني الآخرون برود أفعالهم.	16
						لقد قمتُ بزيارة كافة بلدان العالم.	17
						عندما يكون لدي هدف لا أعرف كيف أحققه.	18
						أجد بسرعة الأدلة التي تدعم معتقداتي.	19
						لا يعطيني الناس فرصة لأجيد أعمالي.	20
						أخذ القرارات أسرع من الناس.	

الرقم	الفقرة	درجة الموافقة
21	لا أفهم لماذا يتصرف الناس بالطريقة التي يتصرفوا بها.	
22	أتأكد من أن كافة النوافذ محكمة الإغلاق.	
23	عندما أحاول التركيز على شيء ، لا أستطيع إهمال الأمور الأخرى حولي.	
24	أنام أقل من ساعة في اليوم.	
25	لا أغير طريقة تفكيري بسهولة.	
26	لا أذهب الى المطاعم لأنها غير آمنة.	
27	يجعل الناس حياتي تعيسة.	
28	الأفكار الأولى هي الأفكار الصحيحة.	
29	يصعب معرفة ما يشعر به الآخرون من تعبير الوجه.	
30	لا أخرج من المنزل بعد حلول الظلام.	
31	المعلومات غير المرتبطة بالموضوع تشتت انتباهي بسهولة.	
32	أنا لم أفهم أي كلمة من اللغة العربية.	
33	يعاملني الناس معاملة سيئة بلا سبب واضح.	
34	لا أحتاج الى تقييم كافة الحقائق كي أتوصل الى النتيجة.	
35	أجلس دائماً بجانب مخارج الطوارئ لأكون بأمان.	
36	لا أستطيع التركيز على مهمة معينة.	
37	الأشخاص الذين لا أعرفهم هم أشخاص خطيرون.	
38	كل حادث له تفسير واحد فقط.	
39	أتجنب الرد على المكالمات الهاتفية حتى أكون في الجانب الآمن.	
40	جميع أصدقائي من كوكب آخر.	
41	لا أدرك بسرعة كيفية ترابط الأشياء ببعضها.	
42	أبقى متيقظاً لحماية نفسي من المخاطر.	
43	لا أحتاج الى البحث عن معلومات إضافية لاتخاذ قراراتي.	
44	عندما أسمع الناس يضحكون، أتوقع أنهم يضحكون مني.	
45	المحافظة على فكرة معينة أمر صعب.	
46	أتجنب الاهتمام بالمعلومات التي قد تبطل معتقداتي.	
47	لا أذهب الى مجمعات التسوق لأنها غير آمنة.	

ملحق (6) الأوامر المتعلقة بالمقياس ذو التدرج الثلاثي

1. library(foreign)
2. library(PerFit)
3. MASTER = read.spss(file.choose(), to.data.frame=TRUE)
4. lzpoly.out <- lzpoly(MASTER, Ncat = 3, NA.method = "PModel", Save.MatImp = FALSE, IP = NULL, IRT.PModel = "GRM", Ability = NULL, Ability.PModel = "EAP")
5. lzpoly.SE <- PerFit.SE(lzpoly.out)
6. set.seed(512)
7. lzpoly.cutoff <- cutoff(lzpoly.out, ModelFit = "Parametric", Nreps=1000, IP=lzpoly.out\$IP, IRT.PModel=lzpoly.out\$IRT.PModel, Ability=lzpoly.out\$Ability, Ability.PModel=lzpoly.out\$Ability.PModel, Blvl=0.05, Breps=1000, CIlvl=0.95)
8. lzpoly.out\$IP
9. lzpoly.out\$IRT.PModel
10. lzpoly.out\$Ability
11. lzpoly.SE
12. flagged.resp(lzpoly.out, cutoff.obj = lzpoly.cutoff, ord = TRUE)
13. set.seed(512)
14. plot(lzpoly.out, cutoff.obj=NULL, ModelFit="Parametric", Nreps=1000, IP=lzpoly.out\$IP, IRT.PModel=lzpoly.out\$IRT.PModel, Ability=lzpoly.out\$Ability, Ability.PModel=lzpoly.out\$Ability.PModel, Blvl = 0.05, Breps = 1000, CIlvl = 0.95, Type="Both", Both.scale=TRUE, Cutoff=TRUE, Cutoff.int=TRUE, Flagged.ticks = TRUE, Xlabel=NA, title=NA)

ملحق (7) الأوامر المتعلقة بالمقياس ذو التدرج الرباعي

1. library(foreign)
2. library(PerFit)
3. MASTER = read.spss(file.choose(), to.data.frame=TRUE)
4. lzpoly.out <- lzpoly(MASTER, Ncat = 4, NA.method = "PModel", Save.MatImp = FALSE, IP = NULL, IRT.PModel = "GRM", Ability = NULL, Ability.PModel = "EAP")
5. lzpoly.SE <- PerFit.SE(lzpoly.out)
6. set.seed(512)
7. lzpoly.cutoff <- cutoff(lzpoly.out, ModelFit = "Parametric", Nreps=1000, IP=lzpoly.out\$IP, IRT.PModel=lzpoly.out\$IRT.PModel, Ability=lzpoly.out\$Ability, Ability.PModel=lzpoly.out\$Ability.PModel, Blvl=0.05, Breps=1000, CIlvl=0.95)
8. lzpoly.out\$IP
9. lzpoly.out\$IRT.PModel
10. lzpoly.out\$Ability
11. lzpoly.SE
12. flagged.resp(lzpoly.out, cutoff.obj = lzpoly.cutoff, ord = TRUE)
13. set.seed(512)
14. plot(lzpoly.out, cutoff.obj=NULL, ModelFit="Parametric", Nreps=1000, IP=lzpoly.out\$IP, IRT.PModel=lzpoly.out\$IRT.PModel, Ability=lzpoly.out\$Ability, Ability.PModel=lzpoly.out\$Ability.PModel, Blvl = 0.05, Breps = 1000, CIlvl = 0.95, Type="Both", Both.scale=TRUE, Cutoff=TRUE, Cutoff.int=TRUE, Flagged.ticks = TRUE, Xlabel=NA, title=NA)

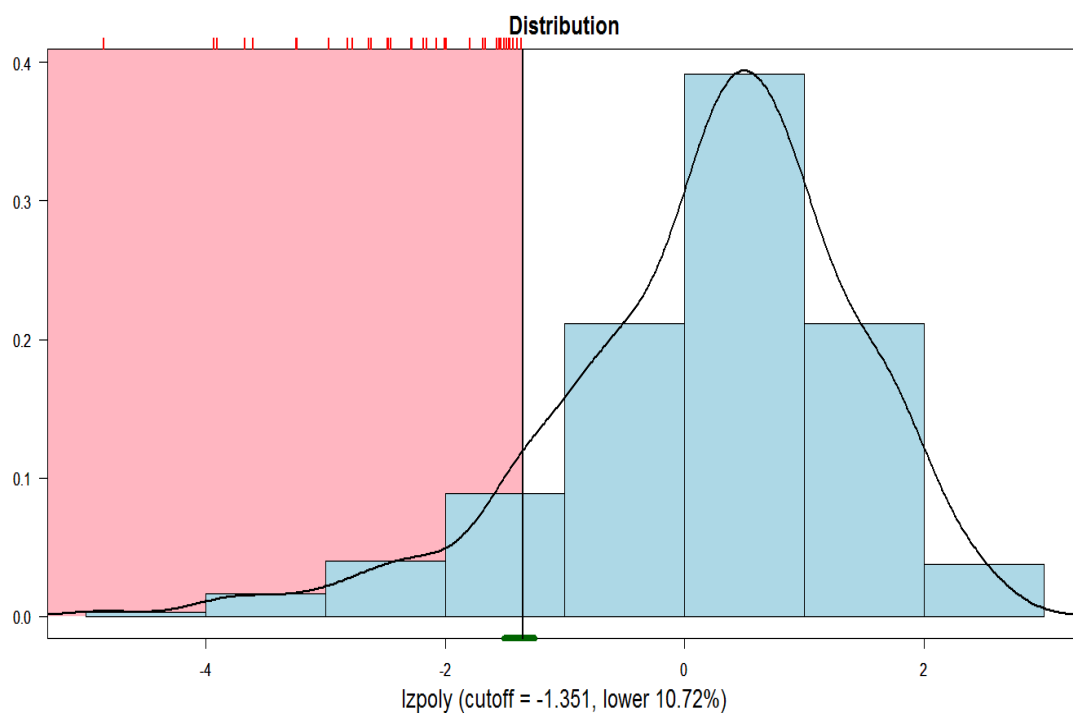
ملحق (8) الأوامر المتعلقة بالمقياس ذو التدرج الخماسي

1. library(foreign)
2. library(PerFit)
3. MASTER = read.spss(file.choose(), to.data.frame=TRUE)
4. lzpoly.out <- lzpoly(MASTER, Ncat = 5, NA.method = "PModel", Save.MatImp = FALSE, IP = NULL, IRT.PModel = "GRM", Ability = NULL, Ability.PModel = "EAP")
5. lzpoly.SE <- PerFit.SE(lzpoly.out)
6. set.seed(512)
7. lzpoly.cutoff <- cutoff(lzpoly.out, ModelFit = "Parametric", Nreps=1000, IP=lzpoly.out\$IP, IRT.PModel=lzpoly.out\$IRT.PModel, Ability=lzpoly.out\$Ability, Ability.PModel=lzpoly.out\$Ability.PModel, Blvl=0.05, Breps=1000, CIlvl=0.95)
8. lzpoly.out\$IP
9. lzpoly.out\$IRT.PModel
10. lzpoly.out\$Ability
11. lzpoly.SE
12. flagged.resp(lzpoly.out, cutoff.obj = lzpoly.cutoff, ord = TRUE)
13. set.seed(512)
14. plot(lzpoly.out, cutoff.obj=NULL, ModelFit="Parametric", Nreps=1000, IP=lzpoly.out\$IP, IRT.PModel=lzpoly.out\$IRT.PModel, Ability=lzpoly.out\$Ability, Ability.PModel=lzpoly.out\$Ability.PModel, Blvl = 0.05, Breps = 1000, CIlvl = 0.95, Type="Both", Both.scale=TRUE, Cutoff=TRUE, Cutoff.int=TRUE, Flagged.ticks = TRUE, Xlabel=NA, title=NA)

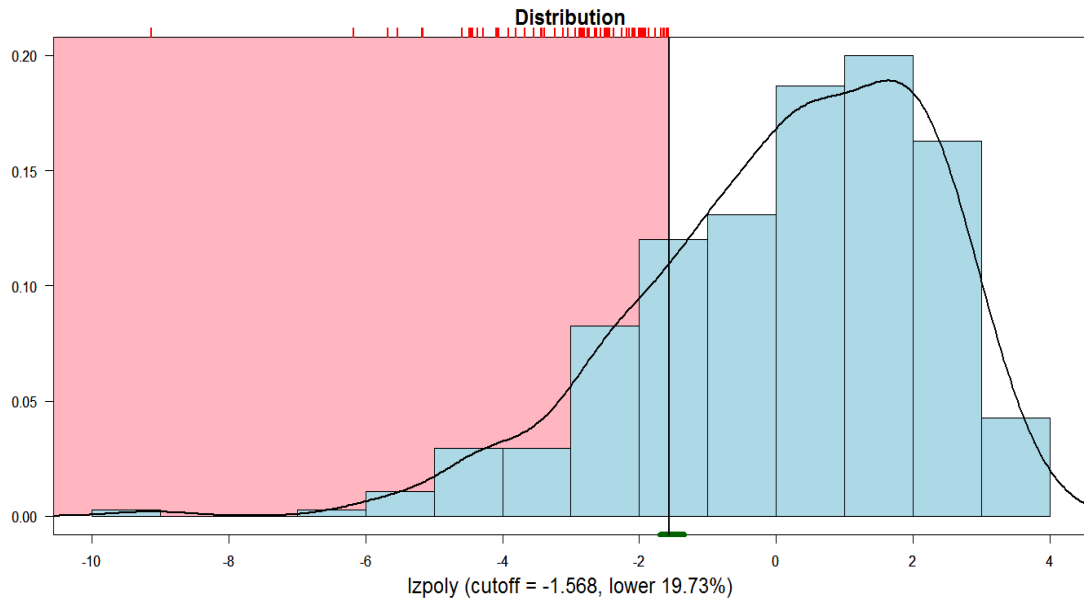
ملحق (9) الأوامر المتعلقة بالمقياس ذو التدرج السباعي

1. library(foreign)
2. library(PerFit)
3. MASTER = read.spss(file.choose(), to.data.frame=TRUE)
4. lzpoly.out <- lzpoly(MASTER, Ncat = 7, NA.method = "PModel", Save.MatImp = FALSE, IP = NULL, IRT.PModel = "GRM", Ability = NULL, Ability.PModel = "EAP")
5. lzpoly.SE <- PerFit.SE(lzpoly.out)
6. set.seed(512)
7. lzpoly.cutoff <- cutoff(lzpoly.out, ModelFit = "Parametric", Nreps=1000, IP=lzpoly.out\$IP, IRT.PModel=lzpoly.out\$IRT.PModel, Ability=lzpoly.out\$Ability, Ability.PModel=lzpoly.out\$Ability.PModel, Blvl=0.05, Breps=1000, CIIvl=0.95)
8. lzpoly.out\$IP
9. lzpoly.out\$IRT.PModel
10. lzpoly.out\$Ability
11. lzpoly.SE
12. flagged.resp(lzpoly.out, cutoff.obj = lzpoly.cutoff, ord = TRUE)
13. set.seed(512)
14. plot(lzpoly.out, cutoff.obj=NULL, ModelFit="Parametric", Nreps=1000, IP=lzpoly.out\$IP, IRT.PModel=lzpoly.out\$IRT.PModel, Ability=lzpoly.out\$Ability, Ability.PModel=lzpoly.out\$Ability.PModel, Blvl = 0.05, Breps = 1000, CIIvl = 0.95, Type="Both", Both.scale=TRUE, Cutoff=TRUE, Cutoff.int=TRUE, Flagged.ticks = TRUE, Xlabel=NA, title=NA)

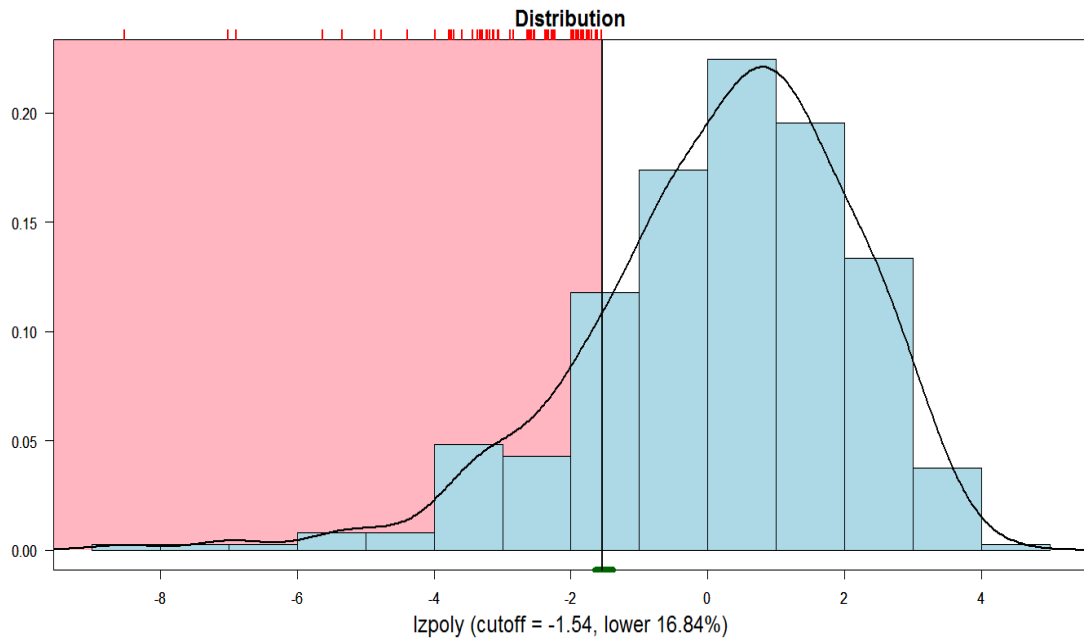
ملحق (9) التوزيع العيني للمؤشر الإحصائي I_z^p للكشف عن أنماط الإستجابات غير الجدية وفقاً للتدرج الثلاثي



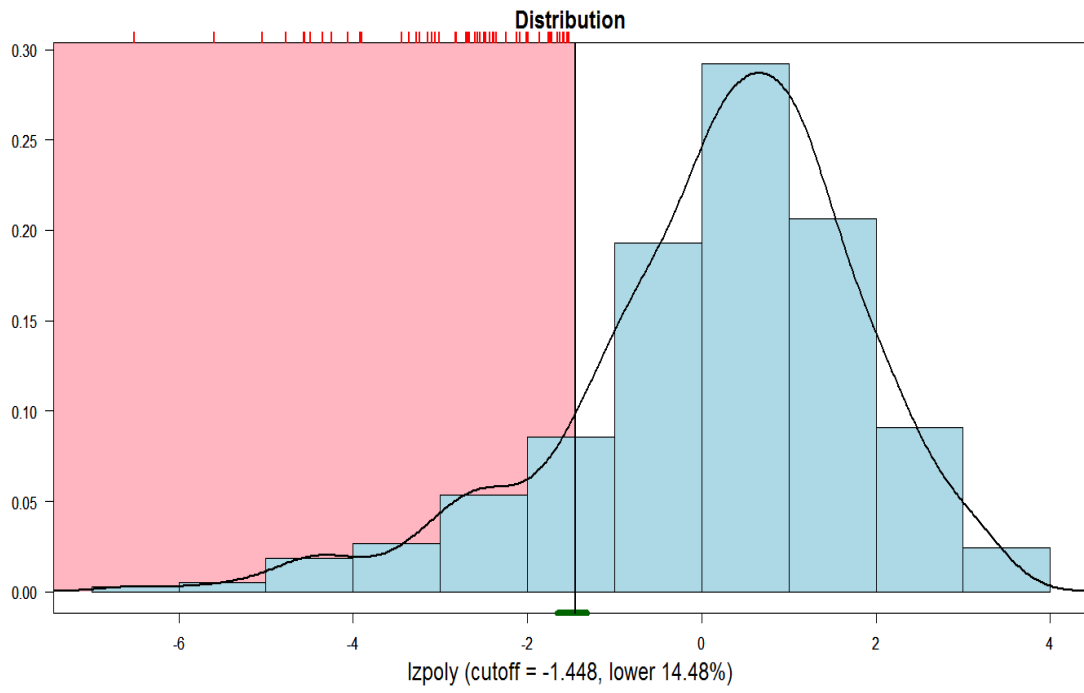
ملحق (10) التوزيع العيني للمؤشر الإحصائي l_z^p للكشف عن أنماط الإستجابات غير الجدية وفقاً للتدرج الرباعي



ملحق (11) التوزيع العيني للمؤشر الإحصائي l_z^p للكشف عن أنماط الإستجابات غير الجدية وفقاً للتدرج الخماسي



ملحق (12) التوزيع العيني للمؤشر الإحصائي l_z^p للكشف عن أنماط الإستجابات غير الجدية وفقاً للتدرج السباعي



ملحق (13) قيم معلمة التمييز ومعالم عتبات الصعوبة لفقرات مقياس التحيزات المعرفية ذو التدرج الثلاثي

رقم الفقرة	العتبة الأولى	العتبة الثانية	معلمة التمييز	الوسط الحسابي للفقرة
1	40.063	7.138	-0.075	2.5818
2	5.582	-1.64	-0.308	2.2252
3	-15.907	5.026	0.099	2.2064
4	0.917	-1.354	-0.736	1.9357
5	5.609	0.727	-0.387	2.4611
6	3.242	-0.521	-0.584	2.2842
7	0.708	-1.243	-0.794	1.9223
9	-18.469	-3.227	0.134	2.5282
10	3.68	-1.317	-0.418	2.1850
11	-33.961	-8.558	0.065	2.5362
12	1.749	-1.391	-0.681	2.0509
13	1.505	-1.222	-0.624	2.0268
14	2.072	-2.44	-0.34	1.9732
15	3.659	0.851	-0.612	2.5147
17	0.611	-2.167	-0.859	1.7694
18	10.829	-1.39	-0.2	2.3271
19	1.435	-1.21	-0.814	2.0295
20	16.503	-2.355	-0.098	2.2761
21	2.848	0.249	-0.647	2.3861
22	6.339	-2.186	-0.174	2.1582
23	18.871	1.416	-0.077	2.3378
25	15.085	1.44	-0.112	2.3861
26	-0.742	-2.367	-0.98	1.4718
27	0.088	-1.68	-1.356	1.6756
28	4.667	-0.754	-0.316	2.2520
29	0.604	-1.729	-0.682	1.8472
30	0.151	-1.238	-0.842	1.8257
31	3.041	-1.098	-0.434	2.1743
33	-0.284	-1.588	-1.385	1.5898
34	1.64	-1.835	-0.578	1.9839
35	-0.547	-1.847	-1.233	1.5147
36	0.257	-1.449	-1.331	1.7453
37	-0.135	-1.808	-1.182	1.6139
38	-0.096	-1.724	-0.977	1.6729
39	-0.394	-1.363	-1.416	1.5871
41	0.885	-1.557	-0.97	1.8901
42	7.402	-0.406	-0.157	2.2466

43	0.811	-1.994	-0.54	1.8713
44	-0.376	-1.737	-1.252	1.5710
45	1.606	-1.439	-0.543	2.0241
46	4.86	-2.192	-0.213	2.1260
47	-0.862	-2.151	-1.16	1.4263

ملحق (14) قيم معلمة التمييز ومعالم عتبات الصعوبة لفقرات مقياس التحيزات المعرفية ذو التدرج الرباعي

رقم الفقرة	العتبة الأولى	العتبة الثانية	العتبة الثالثة	معلمة التمييز	الوسط الحسابي للفقرة
1	-31.866	-15.582	7.743	0.121	3.1280
2	-7.039	-1.206	3.65	0.446	2.7547
3	44.523	7.54	-20.776	-0.081	2.7787
4	-2.665	0.238	3.125	0.651	2.4187
5	-6.247	-2.018	2.436	0.477	2.9040
6	-4.442	-0.646	1.71	0.664	2.8000
7	-2.217	0.366	2.34	0.815	2.4160
9	-19.1	-7.827	5.165	0.175	3.0480
10	-11.65	-3.439	6.194	0.264	2.8293
11	-35.739	-12.398	5.197	0.096	3.1120
12	-4.398	0.026	3.305	0.562	2.5520
13	-3.011	0.456	3.416	0.577	2.4027
14	-3.745	0.284	3.85	0.542	2.4533
15	-4.737	-2.288	1.246	0.758	3.0933
17	-1.944	0.409	2.571	0.969	2.3493
18	-24.99	-5.115	11.029	0.137	2.8160
19	-2.473	0.053	2.055	1.03	2.5307
20	-9.248	-0.86	4.284	0.322	2.7200
21	-6.099	-1.835	2.272	0.472	2.8987
22	-6.805	-0.571	4.718	0.321	2.6320
23	-33.077	-9.275	14.701	0.07	2.8293
25	-15.389	-4.984	5.081	0.167	2.9253
26	-1.117	2.709	5.438	0.541	1.8880
27	-0.997	0.617	2.263	1.278	2.1573
28	-8.229	-1.825	3.102	0.337	2.8480
29	-2.986	0.513	4.067	0.535	2.3653
30	-1.545	0.55	2.358	0.676	2.3200
31	-3.679	-0.62	2.131	0.735	2.7173
33	-0.835	0.757	2.336	1.363	2.0880
34	-2.442	0.127	2.616	0.85	2.4533
35	-0.726	1.253	2.939	0.98	1.9653
36	-1.352	0.774	2.4	1.062	2.2053
37	-0.9	1.425	2.958	0.964	1.9893
38	-1.001	1.375	2.92	0.878	2.0347
39	-0.891	0.984	2.614	0.936	2.0933
41	-2.023	0.382	2.163	1.092	2.4027
42	-3.987	-1.307	1.939	0.53	2.8107

43	-2.288	0.657	2.435	0.817	2.3627
44	-0.918	0.816	2.316	1.089	2.1173
45	-2.683	-0.224	2.342	0.785	2.5707
46	-2.301	-0.23	1.517	0.818	2.6293
47	0.003	1.517	2.408	1.054	1.7973

ملحق (15) قيم معلمة التمييز ومعالم عتبات الصعوبة لفقرات مقياس التحيزات المعرفية ذو التدرج الخماسي

رقم الفقرة	العتبة الأولى	العتبة الثانية	العتبة الثالثة	العتبة الرابعة	معلمة التمييز	الوسط الحسابي للفقرة
1	-7.744	-5.757	-2.551	2.567	0.451	3.8877
2	-6.212	-3.132	0.469	3.44	0.496	3.3797
3	-8.586	-3.93	-0.296	5.969	0.361	3.3904
4	-2.995	-0.847	0.477	2.715	0.798	3.0722
5	-5.797	-2.881	-1.029	1.757	0.633	3.7246
6	-4.659	-2.457	-0.389	1.73	0.629	3.5749
7	-2.513	-0.766	0.554	1.924	0.957	3.0963
9	-8.083	-4.618	-1.754	2.322	0.505	3.8289
10	-5.507	-2.839	-0.135	2.935	0.62	3.4652
11	-16.381	-8.683	-3.272	3.018	0.244	3.8850
12	-3.72	-1.303	0.527	2.367	0.831	3.2086
13	-2.341	-0.745	0.786	2.184	0.936	2.9920
14	-2.467	-0.821	0.424	2.417	0.956	3.0802
15	-4.651	-2.752	-1.503	1.445	0.834	3.8690
17	-2.309	-0.366	0.844	2.522	1.119	2.8743
18	-15.731	-6.72	-0.69	5.46	0.335	3.5963
19	-2.565	-1.026	0.587	1.993	1.176	3.1310
20	-4.449	-2.005	-0.066	2.114	0.802	3.4733
21	-5.31	-2.791	-0.755	1.603	0.677	3.7112
22	-3.959	-2.026	-0.026	2.428	0.684	3.3930
23	-6.199	-3.778	-1.299	2.452	0.452	3.6738
25	-6.517	-3.816	-0.828	2.512	0.401	3.5936
26	-1.079	0.648	2.207	3.537	0.752	2.3048
27	-1.429	-0.308	0.886	1.996	1.265	2.7674
28	-5.737	-3.042	-0.221	2.512	0.521	3.5027
29	-3.226	-0.931	0.886	3.52	0.621	2.9786
30	-1.983	-0.567	0.757	2.005	0.837	2.9572
31	-3.94	-1.781	0.175	2.362	0.652	3.3289
33	-1.244	-0.075	1.394	3.247	1.005	2.5267
34	-2.651	-0.76	0.791	2.352	0.894	3.0080
35	-1.333	0.218	1.797	3.235	0.805	2.4545
36	-1.946	-0.203	1.376	2.773	1.035	2.6765
37	-1.615	0.208	1.764	3.484	0.933	2.4706
38	-1.615	-0.045	1.165	2.267	1.039	2.6845
39	-1.391	0.113	1.45	2.865	0.8	2.5802
41	-3.216	-0.976	0.91	2.926	0.755	3.0214
42	-3.514	-2.028	-0.252	2.103	0.603	3.4064

43	-2.721	-0.48	0.937	2.667	0.832	2.9225
44	-1.371	0.195	1.627	2.677	0.946	2.5000
45	-3.11	-1.007	0.519	2.717	0.792	3.0936
46	-2.854	-1.102	0.409	1.792	0.836	3.2246
47	-0.667	1.136	2.415	3.779	0.73	2.1497

ملحق (16) قيم معلمة التمييز ومعالم عتبات الصعوبة لفقرات مقياس التحيزات المعرفية ذو التدرج السباعي

رقم الفقرة	العتبة الأولى	العتبة الثانية	العتبة الثالثة	العتبة الرابعة	العتبة الخامسة	العتبة السادسة	معلمة التمييز	الوسط الحسابي للفقرة
1	46.886	32.163	29.143	15.423	3.343	-13.902	-0.102	5.5067
2	6.709	5.077	3.296	1.221	-1.175	-3.427	-0.527	4.8820
3	22.725	9.797	6.43	3.186	-1.482	-8.789	-0.285	4.9357
4	3.756	2.221	1.346	-0.056	-1.556	-3.567	-0.725	4.2922
5	10.363	5.547	3.805	2.071	-0.235	-2.316	-0.561	5.2788
6	5.023	3.813	2.327	0.713	-0.623	-2.278	-0.674	4.9035
7	2.146	1.352	0.868	-0.179	-1.002	-2.14	-1.076	4.2038
9	16.759	14.205	10.764	5.449	-0.104	-5.5	-0.245	5.3887
10	5.808	4.223	2.945	0.978	-0.942	-2.782	-0.749	4.9678
11	31.499	21.319	15.813	7.177	0.957	-6.26	-0.135	5.3887
12	3.804	2.302	1.186	-0.077	-1.267	-2.47	-0.898	4.4316
13	3.268	2.039	1.177	-0.005	-1.335	-2.582	-0.806	4.3378
14	3.832	2.085	1.32	-0.031	-1.486	-3.112	-0.799	4.3271
15	6.216	4.007	2.835	1.861	0.324	-1.515	-0.961	5.4584
17	2.815	1.375	0.612	-0.262	-1.743	-3.117	-0.991	4.0027
18	52.173	15.124	9.168	4.048	-3.172	-11.169	-0.201	4.9196
19	3.113	1.944	0.886	-0.054	-1.079	-2.407	-1.18	4.3512
20	6.264	4.41	2.834	0.706	-0.921	-3.071	-0.634	4.8284
21	6.905	5.049	3.356	1.104	-0.404	-2.007	-0.601	5.1367
22	5.081	2.926	1.657	0.307	-1.268	-3.083	-0.643	4.5389
23	11.32	7.67	5.738	2.931	-0.949	-5.543	-0.255	4.9544
25	6.778	4.546	3.104	1.421	-0.367	-2.4	-0.469	5.0080
26	1.309	0.246	-0.505	-1.553	-2.661	-3.513	-0.863	3.0751
27	1.379	0.715	0.227	-0.702	-1.471	-2.178	-1.555	3.6595
28	6.556	4.55	3.237	0.731	-1.166	-3.114	-0.506	4.8070
29	2.967	1.563	0.61	-0.505	-1.771	-3.41	-0.799	3.9464
30	2.883	1.42	0.477	-0.788	-1.815	-3.074	-0.62	3.9062
31	4.899	3.224	2.326	0.427	-1.427	-3.168	-0.591	4.5898
33	1.073	0.285	-0.18	-0.959	-1.878	-3.117	-1.261	3.2252
34	2.763	1.586	0.754	-0.51	-1.693	-2.963	-0.881	3.9920
35	1.537	0.382	-0.159	-1.18	-2.13	-3.211	-1.097	3.2708
36	1.811	0.768	0.344	-0.791	-1.728	-2.799	-1.187	3.6032
37	1.584	0.415	-0.183	-1.184	-2.197	-3.123	-0.989	3.2949
38	1.667	0.398	-0.15	-1.004	-1.817	-2.694	-1.165	3.3458
39	1.753	0.501	0.064	-0.856	-1.948	-2.921	-0.922	3.4906
41	2.581	1.357	0.43	-0.773	-1.792	-2.819	-1.025	3.8231
42	7.424	5.236	3.937	1.676	-1.632	-4.732	-0.326	4.7265

43	3.207	1.587	0.487	-0.782	-1.959	-3.222	-0.894	3.9115
44	1.633	0.666	-0.161	-1.287	-2.401	-3.142	-0.929	3.3271
45	3.652	2.007	1.139	-0.008	-1.686	-3.196	-0.808	4.2493
46	2.755	1.645	0.853	-0.321	-1.243	-2.552	-0.903	4.2064
47	0.631	-0.266	-0.87	-1.637	-2.623	-3.241	-0.982	2.7105

Jawarneh, Ruba Ahmad. The performance of I_z^p Person-fit Statistic in detecting Misfit Responses according to the Likert Item Scale Points and Ability Levels. Ph.D. Dissertation, Yarmouk University. 2019 (Supervisor: Prof. Mahmoud Faisal AlQuraan)

Abstract

The aim of study was to investigate the performance of I_z^p person fit statistic in detecting misfit responses according to Likert item scale points (3, 4, 5, and 7 points Likert type items) and ability level. To achieve the goals of this study, cognitive biases scale (DACOBS) was used to collect the data after creating four forms of the scale according the number of item–scale points (3, 4, 5, and 7 points Likert type items).

The population of the study consisted of all under graduate students at Yarmouk University, four samples with a total of 1495 students were selected using multi–stage sample procedures. IRT graded response model was used to estimate item and ability parameters. Then I_z^p was calculated for every responder in each sample. The results showed that I_z^p distributions do not change over all Likert Item Scale Points (3, 4, 5, and 7), and still not normally distributed and negatively skewed. Moreover, the results showed that lowest detected rate of misfit

response was when using three–point Likert type items (10.7%) and the highest detection rate was when using four–point Likert type items (No neutral option) (19.7%).