التحقق الإمبريقي من تكافؤ افتراضي أحادية البعد والاستقلال الموضعي للمفردات

د. محمد محمود عبدالوهاب
كلية التربية - جامعة المنيا
ج.م.ع

الملخص

هدف البحث الحالي إلى الكشف عملياً عن تكافؤ افتراضي أحادية البعد والاستقلال الموضعي للمفردات، وذلك باستخدام البيانات المستدة من تطبيق اختبار تحصيلي في مقرر القياس النفسي على عينة من (١٠١٠) طلاب وطالبات بالفرقة الرابعة والدبلوم العام بكلية التربية بالمنيا، تم تدريج مفرداته باستخدام النموذج اللوغاريتمي ثلاثي البارامتر، حيث تم تكوين ست صور اختبارية من هذا الاختبار، وأسفرت نتائج البحث عن تحقق افتراض أحادية البعد في أربع صور اختبارية منها، وعدم تحققه في صورتين اختباريتين، في الوقت الذي تحقق فيه افتراض الاستقلال الموضعي بين مفردات كل صورة من الصور الاختبارية، وهذا يشير إلى أن تحقق أحد الافتراضين لا يضمن تحقق الافتراض الآخر، وهذا يعني عدم تكافؤ الافتراضين عملياً.

المقدمة

أدى التطور المستمر في علم القياس النفسي إلى ظهور نظرية الاستجابة للمفردة Item Response Theory (IRT) في محاولة للتغلب على أوجه القصور التي عانت منها النظرية التقليدية في القياس Classical Test Theory (CTT)، وزيادة دقة تقدير إحصائيات الأفراد والمفردات، وتقليل أخطاء القياس، وقد أدى ذلك إلى تزايد استخدام نظرية الاستجابة للمفردة في تحليل مفردات المقاييس النفسية.

وقد ثبت أنه لا يمكن الاستفادة من مزايا نظرية الاستجابة للمفردة إذا لم

يتم التحقق من افتراضاتها في البيانات المراد تحليلها، وكذلك التأكد من اختيار النموذج المناسب لتحليل هذه البيانات (Zhu, 2009: 17). ومن الافتراضات التي تتطلبها نماذج الاستجابة للمفردة IRT Models في البيانات المراد تحليلها افتراض أحادية البعد Unidimensionality، وافتراض الاستقلال الموضعي Local Independence، وتحقق منحنى خصائص المفردة (العلاقة الوتيرية Monotonicity)، والتحرر من السرعة Speededness (Fan,1998: 363, Huber, Limnios, Mesbah & Nikulin, 2008: 256).

ويعد تعريف هامبلتون وسواميناثان وروجرز (Hambleton, Swaminathan & Rogers, 1991: 9) أكثر التعريفات تداولاً في البحوث السيكومترية لمفهوم أحادية البعد، ويعرفونه على أنه وجود عامل واحد يكمن وراء الأداء في المقياس، وهذا العامل هو القدرة أو السمة المقيسة. وقد عبر شاكرافارتي وبجورنر وفرايس (Chakravarty, Bjorner & Fries, 2007: 1428) عن ذلك عندما أشاروا إلى أن أحادية البعد تتحقق في مقياس ما إذا كان التباين بين المفحوصين في الأداء على مفردات المقياس يعود إلى عامل واحد فقط هو القدرة أو السمة المقيسة.

وقد أشار أبو هاشم (٢٠٠٦: ١٣) والخياط (٢٠١٢: ٩٣) إلى أن أحادية البعد تعني تجانس مفردات المقياس فيما بينها وقياسها نفس السمة، وأن أية مفردة من المفردات تتطلب للاستجابة لها نفس النوع من الإجراءات والعمليات السلوكية، ولكنها تختلف فيما بينها من حيث تدرج بارامترات صعوبتها فقط. ويؤخذ على هذا التعريف قصره اختلاف المفردات فيما بينها على الصعوبة فقط؛ إذ قد تتحقق أحادية البعد أيضاً رغم اختلاف المفردات فيما بينها في القدرة على التمييز والقابلية للتخمين، وهذا ما أدى إلى ظهور نماذج أحادية البعد ثنائية وثلاثية ورباعية البارامتر. ولعل هذا ما يؤخذ أيضاً على كاظم (١٩٨٨: ٤٢) حينما أشارت إلى أن نموذج راش يعد النموذج الوحيد الأحادي البعد.

ويفرق سيك (Sick, 2010: 23-25) بين أحادية البعد السيكولوجية وأحادية البعد السيكومترية، فيرى أن أحادية البعد السيكومترية لا تتطلب أن

يكون الأداء على المفردات راجعاً إلى عملية سيكولوجية واحدة؛ ذلك لأن الأداء على المقياس يتطلب مهارات ومعارف وعمليات واستراتيجيات متعددة، ولذلك فإن تحقق أحادية البعد السيكومترية يتطلب فقط أن تكون دوال المفردات متسقة في نموذج ضمني في مصفوفة البيانات، بمعنى أن كل التباين غير العشوائي بين المفحوصين في البيانات يمكن عزوه إلى بعد واحد، والاستجابات غير المتوقعة تحدث بشكل عشوائي وغير متكرر، أما إذا كان من الممكن التنبؤ بالاستجابات غير المتوقعة لمجموعة من المفردات أو مجموعة من الأفراد فإن ذلك يعني وجود بعد سيكومتري آخر يؤثر في هذه الاستجابات.

وقد أكد هامبلتون وآخرون (Hambleton et al.,1991: 9) أنه يصعب تحقق أحادية البعد في أغلب الأحوال؛ لوجود عوامل أخرى تؤثر في استجابات المفحوصين على مفردات المقياس، مثل العوامل المعرفية أو الشخصية أو المتعلقة بأداء الأفراد على الاختبار نفسه مثل مستوى الدافعية وقلق الاختبار والسرعة في الإجابة وإتباع التعليمات وحكمة الاختبار. كما أكد علام (٢٠٠٥: ٦٣) أن افتراض أحادية البعد في الاختبارات العقلية وبعض المقاييس الوجدانية لا يعد افتراضاً صحيحاً كليةً. كما أوضح لي (Lee, 2012: 17) إمكانية تحقق أحادية البعد لمقياس ما عند تطبيقه على عينة من المفحوصين، وعدم تحققها لنفس المقياس إذا تم تطبيقه على عينة أخرى. وقد أشار سيك (Sick, 2010: 25) أن الأداء التفاضلي في بعض المفردات Differential Item Function التي يتكون منها المقياس يؤدي إلى انتهاك أحادية البعد لما لها من تأثير في أداء مجموعة من الأفراد على هذه المفردات.

ويترتب على عدم تحقق أحادية البعد في البيانات ضرورة استخدام نموذج من نماذج الاستجابة للمفردة متعددة الأبعاد بعد تصنيف المفردات في كل بعد من أبعاد المقياس خاصة في النماذج غير التعويضية (علام، ٢٠٠٠: ٦٩٠؛ Svetina, 2013: 313).

ومن ناحية أخرى فإن افتراض الاستقلال الموضعي يعد افتراضاً رئيساً

وحجر الزاوية في كل نماذج نظرية الاستجابة للمفردة (Hashimoto, 2011: 19; Walter & Rose, 2013: 82). ويؤدي انتهاكه إلى أخطاء سيكومترية في تقدير قدرات الأفراد وبارامترات المفردات (الصعوبة والتمييز والتخمين)، قد يتبعها عدة قرارات خطأ (Monseur, Baye, Lafontaine & Quittre, 2009: 133-134; Reeve, 2004: 12).

ويشير الاستقلال الموضعي إلى عدم تأثر الإجابة عن أي مفردة من مفردات المقياس بالإجابة عن أي مفردة أخرى تأثراً سالباً أو موجباً (Linacre, 2009: 2; Salvia & Ysseldyke, 1995: 722; Ueno, 2002: 59). بمعنى أنه إذا كان هناك مفردتان مستقلتان موضعياً فإن احتمال النجاح أو الفشل في إجابة إحداهما لا يؤثر في احتمال النجاح أو الفشل في الإجابة عن المفردة الأخرى (Monseur et al, 2009: 133-134). وقد أوضح فيسيت (Fissette, 2012: 14) أن افتراض الاستقلال الموضعي يتحقق إذا كان احتمال الإجابة الصحيحة عن مفردة ما من مفردات المقياس لا يرتبط باحتمال الإجابة الصحيحة عن أي مفردة أخرى. ويعبر عنه إحصائياً بعدم وجود أي ارتباط إحصائي بين مفردات المقياس عند تثبيت القدرة المقيسة، أي لا يوجد أي ارتباط إحصائي بين مفردات المقياس عند المستجيبين ذوي نفس القدرة المقيسة (Hambleton et al., 1991: 9; Walter & Rose, 2013: 82; Wang & Ackerman, 2012: 781). كما أشار زكري (٢٠٠٩: ٥٤) أن الاستقلال الموضعي يعني أنه إذا تم إزالة أثر العامل أو البعد الكامن وراء المقياس فلن يوجد أي تغاير منتظم بين المفردات.

هذا، ولا يعني افتراض الاستقلال الموضعي أنه لا توجد أية علاقة ارتباطية بين المفردات، فقد أوضح هامبلتون وآخرون (Hambleton et al., 1991: 11-12) أن الاستقلال الموضعي يمكن تحققه رغم ارتباط هذه المفردات عند المستويات المتباينة من السمة أو القدرة المقيسة، إذ أنه يتطلب عدم ارتباط هذه المفردات عند تثبيت مستوى هذه السمة أو القدرة المقيسة. ويؤكد علام (٢٠٠٥: ٦٣) ذلك بقوله أن افتراض الاستقلال الموضعي لا يعني أن تكون مفردات

الاختبار غير مرتبطة بالنسبة لمجموعة كلية من الأفراد؛ لأنه يمكن الحصول على ارتباط موجب بين أزواج المفردات حيثما كان هناك تباين بين الأفراد في القدرة المقيسة.

وينتهك الاستقلال الموضعي بين مفردتين إذا احتوت إحداهما على مفاتيح أو دلائل تؤثر في الإجابة عن الأخرى؛ ولهذا يؤثر ترتيب المفردات على الاستقلال الموضعي (Walter & Rose, 2013: 82). كما ينتهك هذا الافتراض في حالة وجود متغيرات أخرى تؤثر في الإجابة عن المفردات مثل السرعة والتعب والمؤثرات الخارجية وإلماعات السياق (Wang & Ackerman, Contextual Clues, 2012: 782). كما أكد تشين وثيسين (Chen & Thissen, 1997: 265) أن الاستقلال الموضعي قد ينتهك في اختبارات الفهم القرائي؛ للارتباط بين المفردة والمفردات التي تتبعها. وقد أشار علام (٢٠٠٥: ٦٤) إلى صعوبة تحقق الاستقلال الموضعي في كثير من المقاييس خاصة الاختبارات العقلية. كما أقر هاشيموتو (Hashimoto, 2011: 19) بانتهاك الاستقلال الموضعي في الاختبارات التي تعقد في اليابان وتحتوي على مفردات عنقودية Testlets Items. كما بين ميسلفي وتشانج (Mislevy & Chang, 2000: 154) احتمال انتهاك الاختبارات التكيفية Adaptive Testing (التي تصمم لتناسب مستوى كل مفحوص على حدة) لافتراض الاستقلال الموضعي.

مشكلة البحث:

رغم أهمية التحقق من أحادية البعد والاستقلال الموضعي في البيانات المراد تحليلها باستخدام نظرية الاستجابة للمفردة، إلا أن سيمونز وكلوستر وتال وجلاس وفان ديلار (Siemons, Klooster, Taal, Glas & Van-delaar, 2012: 10) أشاروا إلى انخفاض نسبة الدراسات التي تعرضت للتحقق من افتراض الاستقلال الموضعي مقارنة بالدراسات التي تناولت التحقق من افتراض أحادية البعد، حيث وجدت دراسة واحدة فقط تم فيها التأكد من افتراض الاستقلال الموضعي من بين ١٤ دراسة تناولت القياسات العيادية (أي بنسبة ٧,١ في

مقابل ١٠ دراسات (بنسبة ٧١,٤٪) تناولت افتراض أحادية البعد، كما وجد ١٦ دراسة قد تعرضت لافتراض الاستقلال الموضعي من بين ٨٥ دراسة تناولت مخرجات التقارير المرضية (أي بنسبة ١٨,٨٪) في مقابل ٦٥ دراسة (بنسبة ٧٦,٥٪) تناولت افتراض أحادية البعد، أي أن معظم الدراسات لم تسع للكشف عن افتراض الاستقلال الموضعي، وفسروا ذلك بأن الاهتمام بالتأكد من هذا الافتراض يعد أمراً حديثاً في الدراسات التي جاءت بداية من عام ٢٠٠٧، كما أوصوا بضرورة وضع افتراض الاستقلال الموضعي موضع الاهتمام لما يسببه انتهاكه من تحيز bias في تقدير بارامترات المفردات قد يقود إلى قرارات خطأ عند بناء المقاييس.

كما لاحظ الباحث سبباً آخراً وراء نقص الدراسات التي تم فيها استخدام أية طريقة من طرق التحقق من الاستقلال الموضعي، وهو أن كثيراً من الباحثين، مثل: الشريفين وطعامنة (٢٠٠٩: ٣١٥)، والصمادي والسوالمة (٢٠٠٩: ٧٩)، وحمادنة (٢٠٠٩: ٢٣١)، وبني عطا والشريفين (٢٠١٢: ١٥٧)، ويوينو (Ueno, 2002: 59) اعتمدوا على ما أشار إليه ماكدونالد (McDonald, 1962 as cited in Lee, 2012: 14-15) وكذلك لورد ونوفيك (Lord & Novick, 1968: 13) ثم لورد (Lord, 1980: 12) من تكافؤ افتراضي أحادية البعد والاستقلال الموضعي، وأن الاستقلال الموضعي يعبر عن التعريف الرياضياتي للسمة الكامنة نفسها، وبالتالي فتحقق أحد الافتراضين يضمن تحقق الآخر. إلا أن علماء القياس قد اختلفوا في قضية تكافؤ افتراضي الاستقلال الموضعي وأحادية البعد فمنهم من أكد التكافؤ، مثل: كروكر وألجاينا (Crocker & Algina,1986: 339) اللذين أشارا إلى أن المتطلب الرئيس لتحقق افتراض أحادية البعد في أي اختبار هو إمكانية عزو الارتباط الموضعي بين أزواج مفرداته إلى سمة أو قدرة واحدة فقط، أي أن المفردات تكون مرتبطة إحصائياً لدى المستويات المتباينة من المفحوصين، ولكنها مستقلة إحصائياً لدى المفحوصين ذوي نفس القدرة. وكذلك فقد أكد وانج وأكريمان (Wang & Ackerman, 2012: 781) وكذلك سيمونز (Siemons et al, 2012: 215) أن عدم تحقق الاستقلال الموضعي بين المفردات يجعل المقياس المكون من هذه المفردات

متعدد الأبعاد، أي لا تتحقق أحادية البعد. وكذلك فإن المقياس متعدد الأبعاد الذي يقيس أكثر من قدرة تؤثر في الإجابة عن مفرداته، لن تكون الإجابة عن مفرداته مستقلة عند أي مستوى من مستويات القدرة لأي بعد من هذه الأبعاد، وهذا ما أوضحه والتر وروس (Walter & Rose, 2013: 82) أيضاً عندما أشارا إلى أنه إذا تطلبت الإجابة عن مفردات المقياس وجود عدة سمات كامنة (أي عدم تحقق شرط أحادية البعد) فإن شرط الاستقلال الموضعي لن يتحقق.

ويرى زكري (٢٠٠٩: ٥٤) أن الاستقلال المحلي (الموضعي) يعد امتداداً للافتراض الأعم وهو أحادية البعد، مما يجعل من الممكن اختبار أحد الافتراضين إحصائياً نيابة عن الآخر. كما أشارت عوض (٢٠٠٨: ٢١) إلى أن افتراض الاستقلال الموضعي يتطلب أن يكون المقياس أحادي البعد، وتعلل ذلك بأنه إذا كان هناك أكثر من قدرة تؤثر على أداء المفحوصين في الاختبار فإن مفرداته سوف تتأثر فيما بينها. وقد أشار فخرو وعبد الرحيم ومحمد (٢٠٠٩: ١٥٤) إلى أن الاستقلال الموضعي يتحقق إذا كانت مجموعة المفردات أحادية البعد، فإذا لم تتحقق أحادية البعد فإن درجات مفردات المقياس ستكون مرتبطة عند مستوى قدرة معين لأنها تقيس قدرة أخرى أو أكثر، كما أكد الزبون (٢٠١٣: ١٣٢٦) أن الاستقلال الموضعي لن يتحقق إذا لم تتحقق أحادية البعد، وأن تحقق أحادية البعد يضمن تحقق الاستقلال الموضعي.

وفي هذا الصدد وجد هامبلتون وروفينيلي (Hambleton & Rovinelli, 1986: 287) اختلافاً في تعريف أحادية البعد في بعض البحوث السيكومترية استدلا عليه من خلال رؤيتهما عدم مراعاة المؤشرات المستخدمة في قياس أحادية البعد لضرورة تحقق الاستقلال الموضعي بين مفردات المقياس رغم تأكيد بعض تعريفات أحادية البعد - آنذاك - على ضرورة تحقق هذا الشرط.

وقد أثار بعض علماء القياس شكاً حول تكافؤ افتراضي أحادية البعد والاستقلال الموضعي، فقد أشار ميرا وروبين وسيريسي (Meara, Robin & Sireci, 2000 في: حمادنة، ٢٠١١، ٦٥) إلى عدم تكافؤ الافتراضين معاً، كما أوضح لي (Lee, 2012: 14-15) أن الفرق بين الافتراضين يعد أمراً مربكاً، ففي

بعض الأحيان تعبر أحادية البعد ضمنياً عن الاستقلال الموضعي، ولكن في أحيان أخرى مثل الاختبارات العنقودية فإنه رغم إمكانية تحقق افتراض أحادية البعد إلا أنه بديهياً ستوجد علاقة ارتباطية بين المفردات حتى بعد تثبيت أثر السمة المقيسة، أي لن يتحقق الاستقلال الموضعي. وقد أكد وانج وأكريمان (Wang & Ackerman, 2012: 781) ذلك عندما أوضحا أن شرط الاستقلال الموضعي لا يتحقق في الاختبارات العنقودية لوجود ارتباط موضعي (أو ما يطلق عليه تبعية موضعية) بين المفردات رغم أن هذه المفردات قد تقيس سمة واحدة أو بعدًا واحداً. كما أشار علام (٢٠٠٥: ٦٤) وأبو شندي (٢٠١١: ٥٢) إلى أن الاستقلال الموضعي وأحادية البعد ليسا مفهوماً واحداً معللان ذلك بأن المقياس قد يقيس سمتان كامنتان (بمعنى عدم تحقق افتراض أحادية البعد)، وفي ذات الوقت تكون مفردات المقياس مستقلة بالنسبة للأفراد المتجانسين في كل من هذين البعدين (أي تحقق افتراض الاستقلال الموضعي). وقد أشار جايو وكاماتا (Jaio & Kamata, 2003) في: نصار والشافعي (٢٠٠٩: ٢٥) إلى أن افتراض الاستقلال الموضعي لا يتحقق في جميع الحالات التي تتحقق فيها أحادية البعد، فإذا تم تغيير ترتيب المفردات أو كان هناك مفردات متشابهة بدرجة كبيرة؛ فإن ذلك قد يؤدي إلى انتهاك الاستقلال الموضعي رغم إمكانية تحقق أحادية البعد.

ومما يثير الشك أيضاً في تكافؤ الافتراضين ما أشار إليه مارايس واندريتش (Marais & Andrich, 2006: 2) من وجود نوعين من الانتهاكات قد يتعرض لهما افتراض الاستقلال الموضعي يصعب التمييز بينهما عملياً ولا يتم التمييز بينهما بشكل واضح نظرياً، أحدهما انتهاك أحادية البعد الذي يسمى بتبعية السمة Trait Dependence، والآخر انتهاك الاستقلال الإحصائي ويسمى بتبعية الاستجابة Response Dependence. وفي هذا إشارة إلى أن تحقق أحادية البعد وحدها قد لا يضمن تحقق الاستقلال الموضعي تماماً.

وقد أكد هامبلتون وآخرون (Hambleton et al., 1991: 11-12) أنه يمكن الحصول على الاستقلال الموضعي بالرغم من عدم تحقق افتراض أحادية البعد، وذلك عند إمكانية تحديد مقدار كل الأبعاد المؤثرة في الأداء على

مفردات المقياس، وضربوا مثالاً لذلك في حالة اختبار الرياضيات المكون من مسائل لفظية تتطلب مستويات مرتفعة من مهارة القراءة (بحيث لا يستطيع المتحنون ذوو المستويات المنخفضة في القراءة الإجابة عنها بطريقة صائبة بصرف النظر عن كفاءاتهم الرياضياتية)، وبذلك فإن بعداً آخراً يحدث تبايناً في الأداء على مفردات الاختبار غير الكفاءة الرياضياتية، أما في حال امتلاك جميع المفحوصين القدر المطلوب من مهارة القراءة المطلوبة، فإن الكفاءة الرياضياتية وحدها هي التي ستؤثر في مقدار التباين بين المفحوصين في الإجابة عن المفردات، وفي هذه الحالة فإن الاستقلال الموضعي قد يتحقق رغم وجود أكثر من قدرة متضمنة في الاختبار، كما أنه في حالة وجود مفاتيح أو دلائل في مفردة من المفردات تؤثر في الإجابة عن مفردة أخرى، فإن بعض المتحنين سيكون لديهم القدرة على الاستفادة من هذه المفاتيح وبعض المتحنين لن يكون لديهم هذه القدرة، وبالتالي فإن الاستفادة من هذه المفاتيح سيعد بعداً آخراً مؤثراً في الإجابة عن المفردات، وعند استفادة جميع المفحوصين من هذه المفاتيح فإن بعداً واحداً سيؤثر في الإجابة عن مفردات الاختبار (أي تتحقق أحادية البعد) رغم أن وجود هذه المفاتيح يحول دون تحقق الاستقلال الموضعي.

وعلى الرغم من قيام حمادنة (٢٠٠٩: ٢٣١) ببناء اختبار محكي المرجع في الرياضيات وفق النموذج اللوغاريتمي ثلاثي البارامتر، دون أن يستخدم أية طريقة للتحقق من الاستقلال الموضعي اعتماداً على تكافؤ الافتراضين، إلا أن حمادنة (٢٠١١: ٦٣) عاد ليتحقق من تكافؤ الافتراضين، فقام بالتحقق من افتراض أحادية البعد للبيانات المستمدة من تطبيق اختبار المستوى في الحاسوب على عينة مكونة من ١١٠٨ طلاب وطالبات، ثم التحقق من افتراض الاستقلال الموضعي لمفرداته باستخدام مؤشر Q_3، ثم استنتج تكافؤ الافتراضين لمجرد تحققهما في هذه البيانات، وهذا الاستنتاج لا يعد صحيحاً تماماً؛ إذ أن هذا قد يحدث بمحض الصدفة أو على البيانات المستمدة من هذا الاختبار فقط، وهذا لا يضمن تحقق الافتراضين معاً في كل البيانات المستمدة من مقاييس أخرى، مما لا يترتب عليه تعميم صحيح.

وقام نصار والشافعي (٢٠٠٩: ٥٧) بدراسة أثر انتهاك افتراضي أحادية البعد والاستقلال الموضعي في تدرج مفردات بنوك الأسئلة؛ معتمداً منهجية بحثية تقوم على ثلاث صور اختبارية يتحقق في إحداها جميع افتراضات نظرية الاستجابة للمفردة سواء أحادية البعد أو الاستقلال الموضعي أو التحرر من السرعة أو تحقق منحنى خصائص المفردة، وفي الصورة الاختبارية الثانية تتحقق جميع الافتراضات عدا الاستقلال الموضعي، وفي الصورة الثالثة تتحقق جميع الافتراضات عدا أحادية البعد، وهذا يشير ضمنياً إلى أنه يمكن عملياً تحقق أحد افتراضي أحادية البعد أو الاستقلال الموضعي دون تحقق الافتراض الآخر.

وإذا كان هناك عوامل تؤثر في استجابات المفحوصين عن مفردات المقاييس غير السمة المقيسة مثل العوامل المعرفية أو الشخصية أو المتعلقة بظروف الأداء، أو الناتجة عن استفادة بعض المفحوصين من المفاتيح الموجودة في بعض المفردات في إجابة مفردات أخرى (Hambleton et al., 1991: 11-12)، وإذا كان من المحتمل وجود تباين بين المفحوصين ذوي نفس المستوى من القدرة أو السمة المقيسة لوجود بعض المفردات ذات الأداء التفاضلي (Sick, 2010: 25)، ونظراً لوجود اختلاف بين أحادية البعد النظرية وأحادية البعد العملية (Smith, 1994 في: دودين، ٢٠٠٤: ١١٥) فإن هذا يعني أن أحادية البعد لا يمكن أن تتم عملياً بشكل تام في البيانات المستمدة من تطبيق المقاييس النفسية، ونظراً لأنه مهما راعى المتخصصون في القياس الدقة في وضع المفردات بحيث لا تحتوي مفاتيح تؤثر في إجابة مفردات أخرى فإن الاستقلال الموضعي التام بين المفردات لن يتحقق بشكل كامل، وهذا يعني أن كلا الافتراضين يصعب تحققهما عملياً بشكل تام، مما يثير السؤال: هل يتحقق تكافؤ افتراضي الاستقلال الموضعي وأحادية البعد من الناحية العملية؟ ويمكن الإجابة عن هذا السؤال من خلال الإجابة عن عدة أسئلة فرعية، هي:

١ - هل يتحقق افتراض أحادية البعد في البيانات المستمدة من ست صور مختلفة من أداة البحث؟

٢ - هل يتحقق افتراض الاستقلال الموضعي في البيانات المستمدة من ست صور مختلفة من أداة البحث؟

٣ - هل يتحقق عملياً تكافؤ افتراضي أحادية البعد والاستقلال الموضعي؟

أهداف البحث

يهدف البحث الحالي إلى:

١ - الكشف عن افتراض أحادية البعد في البيانات المستمدة من ست صور مختلفة من أداة البحث.

٢ - الكشف عن افتراض الاستقلال الموضعي في البيانات المستمدة من ست صور مختلفة من أداة البحث.

٣ - التحقق الإمبريقي من تكافؤ افتراضي أحادية البعد والاستقلال الموضعي.

أهمية البحث

تكمن أهمية هذا البحث فيما يلي:

١ - يعد هذا البحث من البحوث النادرة - في حدود علم الباحث - التي تناولت التحقق من تكافؤ افتراضي أحادية البعد والاستقلال الموضعي عملياً.

٢ - قد يؤدي هذا البحث إلى ضرورة قيام المتخصصين في القياس النفسي بالتحقق من كل من افتراضي أحادية البعد والاستقلال الموضعي، وعدم الاعتماد على تحقق أحدهما دون التحقق من الآخر، أو الإكتفاء بتحقق أحدهما فقط مع ضمان تحقق الافتراض الآخر.

٣ - قد يفيد هذا البحث الباحثين في مجال نظرية الاستجابة للمفردة في إعادة النظر في نتائج بحوثهم التي اعتمدوا فيها على تكافؤ افتراضي أحادية البعد والاستقلال الموضعي، واكتفوا بالتحقق من أحد الافتراضين دون التحقق من الافتراض الآخر.

حدود البحث

يقتصر هذا البحث على:

١ - ست صور مختلفة من اختبار في القياس النفسي المقرر على طلاب الفرقة الرابعة، والدبلوم العام بكلية التربية بالمنيا في العام الجامعي ٢٠١٠ - ٢٠١١م (من إعداد الباحث).

٢ - عينة مكونة من (١٠١٠) من طلاب الفرقة الرابعة والدبلوم العام بكلية التربية بالمنيا.

مصطلحات البحث

أحادية البعد Unidimensionality: وتعني وجود عامل أو مكون واحد يكمن وراء الأداء في المقياس وهذا المكون هو القدرة أو السمة المراد قياسها. ويحكم على تحقق أحادية البعد في هذا البحث من خلال زيادة النسبة بين الجذر الكامن للعامل الأول والجذر الكامن للعامل الثاني على القيمة ٢.

الاستقلال الموضعي Local Independence: ويعني عدم تأثر الإجابة عن أية مفردة من مفردات الاختبار بالإجابة عن أية مفردة أخرى، سواءً كان هذا التأثر موجباً أو سالباً، ويحكم على تحقق الاستقلال الموضعي في هذا البحث باستخدام مؤشر Fisher's Z.

تكافؤ الافتراضين Equivalence of Assumptions: أي أن تحقق أحد الافتراضين يضمن تحقق الآخر، ويحكم عليه في هذا البحث من خلال الكشف عن تحقق الافتراضين معاً أو عدم تحققهما معاً في ست صور اختبارية من أداة البحث تم تكوينها بحيث ينتهك في بعضها افتراض أحادية البعد.

الإطار النظري

طرق التحقق من أحادية البعد:

أشار هولين ودراسقو وبارسونز (Hulin, Drasgow & Parsons, 1983 as cited in: Stout, 1987: 590) أن هناك حاجة بالغة إلى اختبار إحصائي

استدلالي للكشف عن أحادية البعد لمجموعة من المفردات، وأنه لا يوجد أية طريقة مرضية في التحقق من افتراض أحادية البعد، ثم حصر هاتي (Hattie, 1985: 139-141) ٣٠ مؤشراً لقياس أحادية البعد، قام بتصنيفها في خمس فئات، الفئة الأولى منها عبارة عن مؤشرات تعتمد على نمط الاستجابات، وتقوم على أساس انحراف نمط الاستجابة الملاحظة عن نمط الاستجابة المتوقعة عندما تكون الدرجة الكلية للمقياس مساوية لمجموع الإجابات الصحيحة عن الأسئلة الأسهل، ومن أمثلتها معامل جتمان Guttman أو ما يعرف بمعامل الاسترجاع أو الإعادة، ومؤشر التجانس Consistency Index، ومؤشر جرين Green Index، أما الفئة الثانية فتعتمد على طرق الثبات، مثل معامل ألفا لكرونباك ومعامل كيودر ريتشاردسون، والارتباطات بين المفردات والدرجة الكلية للمقياس، ومتوسط معاملات الارتباط بين المفردات. والفئة الثالثة تتمثل في تحليل المكونات الأساسية Principal Component Analysis والفئة الرابعة تقوم على التحليل العاملي وكلا الفئتين عبارة عن تقنية لاختزال البيانات في أبعاد، والفرق بينهما أن تحليل المكونات الأساسية تعتمد على المزيج الخطي للمتغيرات الملاحظة، ولكن التحليل العاملي يقوم بنفس الشيء على المتغيرات الكامنة غير الملاحظة، أما الفئة الخامسة فتعتمد على ملاءمة البيانات لأحد نماذج الاستجابة للمفردة أحادية البعد، وتستند جميعها على الاختلاف بين القيم الملاحظة والقيم المتوقعة.

وأبدى لي (Lee, 2012: 17) اعتراضاً على الفئة الثانية التي أشار إليها هاتي (Hattie, 1985: 139 - 141) لرؤيته أن زيادة معامل الثبات تدل على زيادة الارتباطات بين المفردات، وهذا يعد شرطاً ضرورياً لتحقق أحادية البعد ولكنه غير كاف؛ إذ يمكن الحصول على قيمة مرتفعة لمعامل الثبات رغم وجود عدة سمات أو قدرات كامنة يقيسها المقياس، كما أبدى اعتراضاً أيضاً على الفئة الخامسة المتعلقة بملاءمة البيانات لأحد نماذج الاستجابة للمفردة أحادية البعد لرؤيته أيضاً أن هذا ليس شرطاً كافياً للتحقق من أحادية البعد.

ثم قدم ستوت (Stout, 1987: 589) طريقة DIMTEST للتحقق من أحادية البعد لمجموعة مفردات، إلا أن فيرهلست (Verhelst, 2002: 1) أكد نقص الاختبارات

الإحصائية ذات الحساسية العالية لانتهاك أحادية البعد. ثم أوضح برينتاري وجوليا (Brentari & Golia, 2007: 253) أنه توجد في الأدبيات عدة مداخل لقياس البُعدية Dimensionality في البيانات، يعتمد المدخل الأول منها على طرق أولية، مثل: التحليل العاملي الخطي، واختبار مارتين لوف Martin-Löf الذي يشترط عدم وجود افتراضات خاصة بتوزيع السمة المقيسة، ويعتمد المدخل الثاني على الاختبارات البعدية Post-hoc testing مثل تحليل المكونات الرئيسة للبواقي وإحصاءات ملاءمة المفردات، بينما يعتمد المدخل الثالث على الإجراءات اللابارامترية، مثل: طريقة DIMTEST التي استخدمها ستوت Stout في عام ١٩٨٧.

كما يمكن التحقق من أحادية البعد من خلال إجراء تحليل البواقي Residual Analysis باستخدام برنامج NOHARM، حيث تم فحص المواءمة بين عدد الأبعاد التي يتم تحديدها للاختبار والبيانات من خلال حساب مصفوفة البواقي Residual Matrix لإيجاد قيمة الجذر التربيعي لمتوسطات مربعات البواقي Root Mean Square of Residual (RMSR) ويجب أن تكون قيمته قريبة جداً من الصفر لكي يتحقق افتراض أحادية البعد، بالإضافة إلى أن تكون قيمة مؤشر تاناكا Tanaka Index قريبة من الواحد الصحيح وفقاً لما أشار إليه ميلر Miller (1991) في: بني عطا والشريفين، ٢٠١٢: ١٥٦).

وأشار الزبون (٢٠١٣: ١٣٢٦) إلى أنه يمكن قياس أحادية البعد من خلال التوزيعات المشروطة لدرجات الاختبار عند كل مستوى من مستويات القدرة، فإذا كانت هذه التوزيعات متشابهة دل ذلك على أن المقياس يقيس شيئاً واحداً، أما إذا كانت هذه التوزيعات متغيرة عبر المجتمعات الجزئية للمجتمع الكلي فإن ذلك يعني أن المقياس يقيس شيئاً آخراً غير القدرة أو السمة التي يسعى لقياسها.

واعتمد الشريفين وطعامنة (٢٠٠٩: ٣١٤)، ونصار والشافعي (٢٠٠٩: ٥٧) وكذلك هايز وليو وسبريتزر وسيلا (Hays, Liu, Spritzer & Cella, 2007: 34) على حساب ثبات المقياس باستخدام معامل ألفا لكرونباك للتحقق من افتراض أحادية البعد. بينما اعتمد الصمادي والسوالمة (٢٠٠٩: ٧٩)، ونصار والشافعي

(٢٠٠٩: ٥٧) على الارتباط بين المفردات والدرجة الكلية، كما تحقق هايز وآخرون (Hays et al., 2007: 34) من أحادية البعد عندما وجدوا ارتباطات موجبة دالة إحصائياً بين مفردات المقياس تراوحت بين (٠,٢٥ - ٠,٧٨) وفقاً لمعامل ارتباط سبيرمان، وبين (٠,٢١ - ٠,٧٩) وفقاً لمعامل ارتباط بيرسون.

وأشار ريكاس (Reckase, 1979 as cited in: Önder, 2007: 213) إلى أن افتراض أحادية البعد يمكن التحقق منه من خلال إجراء التحليل العاملي لمفردات المقياس إذا كان المكون أو العامل الأول يرجع إليه تقريباً ٢٠ من التباين في الدرجات بالنسبة للتباين الكلي الذي يرجع إلى جميع العوامل التي تكون قيمة الجذر الكامن لها أكبر من الواحد الصحيح، أو من خلال كبر النسبة بين قيمة الجذر الكامن للعامل الأول وقيمته للعامل الثاني عن القيمة (٢). واعتمد على هذا الأسلوب كل من الشريفين (٢٠٠٦: ١٧٥)، وفخرو وعبد الرحيم ومحمد (٢٠٠٩: ١٥٣)، والحموري والكحلوت (٢٠٠٩: ١٨٨)، والشريفين وطعامنة (٢٠٠٩: ٣١٤)، والصمادي والسوالمة (٢٠٠٩: ٧٩)، وحمادنة (٢٠١١: ٦٢)، وحجازي والشريفين (٢٠١٣: ٣٣٦)، وكذلك اوندر (Önder, 2007: 213) وأيضاً جيورجيف (Georgiev, 2008: 10) وغيرهم، وهذا يعني أن أغلب الباحثين الذين قاموا بالتحقق من افتراض أحادية البعد اعتمدوا على التحليل العاملي للبيانات، ومقارنة نسبة الجذر الكامن للعامل الأول إلى قيمة الجذر الكامن للعامل الثاني، وقد أشار نصار والشافعي (٢٠٠٩: ٥٧) أن هذه الطريقة تعد أنسب الطرق لقياس البعدية، وهذا ما سيستخدم في البحث الحالي.

كما أشار هايز (Hayes, 2012: 64) إلى إمكانية قياس أحادية البعد من خلال تحديد العوامل التي يزيد جذرها الكامن عن (١)، ثم التمثيل البياني للجذور الكامنة لهذه العوامل، فإذا وجد انحدار كبير بين العامل الأول والعامل الثاني في الجذر الكامن فإن هذا يعد دليلاً على أن التباين في الأداء على المفردات يرجع بدرجة كبيرة إلى العامل الأول، وبذلك يتحقق شرط أحادية البعد، وهذا سيستخدم أيضاً في البحث الحالي.

طرق التحقق من الاستقلال الموضعي:

رغم إجماع كثير من الباحثين على معنى الاستقلال الموضعي إلا أنهم اختلفوا في التفسير الإحصائي لهذا المعنى، فقد أشار هامبلتون وسواميناثان (Hambleton & Swaminathan, 1985: 24) إلى أن الاستقلال الموضعي يتحقق في المقياس إذا كان احتمال حدوث الاستجابات الصواب على مفرداته مساوياً حاصل ضرب احتمالات حدوث الاستجابة الصواب عن كل مفردة منها. وأكد نصار والشافعي (٢٠٠٩: ٥٧) أن هذه الطريقة معقدة ويصعب إجراؤها يدوياً.

ويرى كروكر وألجاينا (Crocker & Algina, 1986: 339) أن الاستقلال الموضعي بين مفردتين يتم إذا كان احتمال الإجابة الصحيحة عن كلا المفردتين P (+,+) مساوياً حاصل ضرب احتمال الإجابة الصحيحة عن المفردة الأولى $P_1(+)$ في حاصل ضرب احتمال الإجابة الصحيحة عن المفردة الثانية $P_2(+)$، وكذلك أن يكون احتمال الإجابة الخطأ عن كلاهما P (-,-) مساوياً حاصل ضرب احتمال الإجابة الخطأ عن المفردة الأولى $P_1(-)$ في احتمال الإجابة الخطأ عن المفردة الثانية $P_2(-)$، ... وهكذا، وذلك وفق المعادلات:

$P(+,+) = P_1(+)\,P_2(+)$, $P(-,-) = P_1(-)\,P_2(-)$, $P(-,+) = P_1(-)\,P_2(+)$ & $P(+,-) = P_1(+)\,P_2(-)$

حيث تشير P (-,+) إلى احتمال الإجابة الخطأ عن المفردة الأولى مع الإجابة الصحيحة عن المفردة الثانية، والعكس بالنسبة لـ P (+,-). فإذا كان $P_1(+) = 0.8$، $P_1(-) = 0.2$، $P_2(+) = 0.6$، $P_2(-) = 0.4$، فإن الاستقلال الإحصائي بين هاتين المفردتين يتم إذا كان:

$P(+,+) = 0.48$, $P(-,-) = 0.08$, $P(-,+) = 0.12$ & $P(+,-) = 0.32$

وهذا ما أشار إليه ميسلفي وتشانج (Mislevy & Chang, 2000: 149) عند استخدام نموذج راش في تقدير قدرة الفرد (θ) وبارامتر صعوبة المفردة (b_i) طبقاً للمعادلة:

$$P_i(\theta) = \frac{{}_eD(\theta - b_i}{1+{}_eD(\theta - b_i)}$$

حيث $P_i(\theta)$ تمثل احتمال Probability إجابة الفرد ذي القدرة (θ) عن المفردة (i)، وتشير D إلى معلم تدريج يجعل الدالة اللوجستية قريبة إلى الحد الأقصى من دالة التوزيع الاعتدالي وله قيمة ثابتة مقدارها (١,٧)، وتشير (e) إلى ثابت قيمته ٢,٧١٨ يحول الدالة إلى الدالة الاحتمالية.

فإنه إذا كان هناك مفردتان (i1,i2) ثنائيتا الاستجابة dichotomous أي أن درجة المفحوص في حالة الإجابة الصحيحة تساوي واحداً (u = 1)، ودرجته في حالة الاستجابة الخطأ تساوي صفراً (u = 0)، وكان بارامتر صعوبة المفردة الأولى ($b_1 = 0$) وبارامتر صعوبة المفردة الثانية ($b_2 = 1$)، فإن افتراض الاستقلال الموضعي عند مستوى قدرة مقداره $(\theta = 1)$ بين هاتين المفردتين يتحقق إذا كان:

$$P(u_{i1} = 1, u_{i2} = 0|\theta = 1) = P_{i1}(1;\theta)P_{i2}(0;\theta) = 0.731 \times 0.622 = 0.455$$

أي أن احتمال إجابة الفرد ذي القدرة $(\theta = 1)$ عن المفردة الأولى بطريقة صحيحة وعن المفردة الثانية بطريقة خطأ يجب أن يكون مساوياً لحاصل ضرب احتمال إجابته عن المفردة الأولى بطريقة صحيحة في احتمال إجابته عن المفردة الثانية بطريقة خطأ، وبالمثل يكون:

$$P(u_{i1} = 1, u_{i2} = 0|\theta = 1) = P_{i1}(0;\theta)P_{i2}(0;\theta) = 0.269 \times 0.622 = 0.167$$

$$P(u_{i1} = 1, u_{i2} = 0|\theta = 1) = P_{i1}(0;\theta)P_{i2}(1;\theta) = 0.269 \times 0.387 = 0.102$$

$$P(u_{i1} = 1, u_{i2} = 0|\theta = 1) = P_{i1}(1;\theta)P_{i2}(1;\theta) = 0.731 \times 0.387 = 0.276$$

وصنف وانج وأكريمان (Wang & Ackerman, 2012: 781) الإحصاءات المستخدمة في التحقق من الاستقلال الموضعي إلى إحصاءات بارامترية ولابارامترية، وتشترط الإحصاءات البارامترية افتراضات قوية خاصة بالتوزيع، ويعاني بعضها من تحيز سلبي، أما الإحصاءات اللابارامترية فهي لا تتطلب أي افتراضات خاصة بالتوزيع أو بشكل منحنى خصائص المفردة، مثل التباين المصاحب المشروط Conditional Covariance.

وقام اوندر (Önder, 2007: 215) بالتحقق من الاستقلال الموضعي بطريقة

متوسط معاملات الارتباط البينية من خلال حساب متوسط معاملات الارتباط بين المفردات لمجموعة الأفراد كلهم، وللمجموعة ذات المستويات العليا، وللمجموعة ذات المستويات المنخفضة، ويتحقق الاستقلال الموضعي للمفردات إذا كان متوسطا معاملات الارتباطات بين المفردات للمجموعة العليا والمجموعة السفلى قريبين من الصفر، وكانا أقل من متوسط معاملات ارتباطات المفردات في المجموعة كلها، واستخدم هذا الإجراء عبد الوهاب (٢٠١٠: ٥٥) للتحقق من الاستقلال الموضعي لمفردات اختبارات التفكير الناقد، والتفكير الاستدلالي، والنماذج المختفية، كما اتبعه عبد الوهاب (تحت الطبع) للتحقق من الاستقلال الموضعي لمفردات اختبار تحصيلي في القياس النفسي.

بينما قام زكري (٢٠٠٩: ١٦٠) بالتحقق من الاستقلال الموضعي لمفردات اختبار أوتيس لينون من خلال حساب معامل الثبات بطريقة تحليل التباين لمفردات الاختبار عند كل درجة من الدرجات الكلية للمفحوصين في الاختبار (أي عند كل مستوى من المستويات المختلفة من القدرة)، وأشار إلى أن قيم جميع معاملات الثبات التي تم حسابها كانت مساوية للصفر، أما قيمة معامل الثبات لمفردات الاختبار لجميع المفحوصين ذوي الدرجات الكلية المختلفة فقد بلغت ٠,٨٤، وهذا يشير إلى أنه لا يوجد أي اتساق أو ارتباط بين مفردات الاختبار إذا ما تم تثبيت أثر السمة المقيسة، وهذا يشير إلى تحقق الاستقلال الموضعي.

ومن الإحصاءات المستخدمة في التحقق من الاستقلال الموضعي أيضاً مؤشر G^2 الذي يستخدم للكشف عن الارتباط الموضعي من خلال جدول توافقي للكشف عن الفروق بين التكرارات الملاحظة والمتوقعة للاستجابات عن كل زوج من أزواج المفردات (Chen & Thissen, 1997: 270). وأشار هاشيموتو (Hashimoto, 2011: 19) إلى أنه بالرغم من أن مؤشر G^2 يعد أحد أكثر مقاييس الاستقلال الموضعي شيوعاً، إلا أنه يعد اختباراً متحيزاً عند زيادة عدد المفردات المرتبطة موضعياً، لذا فقد قدم اختبار الاستقلال المشروط الكامن The Latent Conditional Independence (LCI) test بديلاً لاختبار G^2.

كما يستخدم مؤشر Fisher's Z في التحقق من الاستقلال الموضعي لمفردات الاختبار، وفيه يتم تحويل الأخطاء الملاحظة إلى أخطاء معيارية، والمنطق وراء ذلك أن توزيع قيم مؤشر فيشر للمفردات المستقلة ينبغي أن يتوزع توزيعاً طبيعياً بمتوسط قدره (صفر)، ومن ثم فإنه إذا كان المتوسط الحسابي لمؤشرات فيشر الملاحظة الخاصة بكل زوج من أزواج المفردات واقعاً بين الحد الأدنى والحد الأعلى لمؤشر فيشر الخاص بأزواج المفردات، دل ذلك على أنها مفردات مستقلة إحصائياً، ويحدد الحد الأدنى والحد الأعلى للثقة أو ما يسمى بفترة الثقة من خلال طرح وإضافة انحرافين معياريين لقيم مؤشر فيشر، وتعد أزواج المفردات غير مستقلة إحصائياً إذا وقع مؤشر فيشر الملاحظ الخاص بها خارج الحدين الأدنى والأعلى للثقة (Iramaneerat, Myford & Yuldkowsky, 2006: 7)، وقد استخدم جوارنة والشريفين (٢٠١٢: ٣٢) هذا المؤشر في التحقق من الاستقلال الموضعي لمفردات مقياس اتجاهات الطلاب نحو العمل المهني وفق نموذج أندريش، وأشارا إلى أن نسبة أزواج المفردات المستقلة موضعياً بلغت ٨٠,٥ من بين أزواج المفردات، في مقابل ١٩,٥ من أزواج المفردات أظهرت ارتباطاً موضعياً، واستدلا من ذلك على تحقق الاستقلال الموضعي لمفردات المقياس عامة.

كما قدمت ين (Yen, 1984: 127) مؤشر Q_3 لقياس الارتباط الموضعي بين مفردات المقياس، وهو مؤشر إحصائي يعبر عن العلاقة بين البواقي Residuals لزوج من المفردات بعد ضبط السمة المقيسة، ويظهر الارتباط الموضعي بين المفردات في ضوء هذا المؤشر إذا كان معامل الارتباط بين أية مفردتين عند مستوى قدرة معين أكبر من الصفر، ويتبع توزيع المؤشر Q_3 توزيعاً عينياً بمتوسط حسابي مقداره (1/n-1-) وانحراف معياري قدره (1/n-3) (حيث n تمثل عدد المفردات). واستخدم هذا المؤشر مونسير وآخرون (Monseur et al, 2009: 133-134) للكشف عن الارتباط الموضعي لمفردات اختبار برنامج التحصيل الدولي للطلاب PISA في عامي ٢٠٠٠ و٢٠٠٣، كما استخدمه حمادنة (٢٠١١: ٤٠) في الكشف عن الارتباط الموضعي لمفردات اختبار المستوى في الحاسوب الذي تعده جامعة آل البيت، وتبين له أن نسبة أزواج المفردات التي أظهرت

ارتباطاً موضعياً إلى العدد الكلي لأزواج المفردات تساوي ٠,١٣٥، وأن متوسطات قيم مؤشر Q_3 في المستويات المختلفة كانت قريبة من القيمة المتوقعة لهذا المؤشر، وهذا يعني تحقق الاستقلال الموضعي.

وبالمقارنة بين مؤشرات Q_3, G^2, Pearson's X^2 المستخدمة في الكشف عن الاستقلال الموضعي في درجة حساسيتها للمفردات التي بينها اعتماد موضعي ضعيف، وجد تشين وثيسين (Chen & Thissen, 1997: 285) أن كلاً من المؤشرين G^2, Pearson's X^2 يتوزعان كتوزيع مربع كاي بدرجة حرية واحدة للجدول التوافقي ٢×٢، وأظهرا قوة أقل في الكشف عن الاعتماد الموضعي بين المفردات عند مقارنتهما بمؤشر Q_3. كما قام شين (Shen, 1997: 2) بالمقارنة بين مؤشري (Q_3، Fisher's Z) في الكشف عن الاستقلال الموضعي بين ٧٧٠ مفردة من نوع الاختيار من متعدد من الاختبارات الوطنية للرخصة الطبية National Medical Licensing Examination المطبقة في عام ١٩٩٥، واتضح أن المؤشر Fisher's Z يمتلك خصائص إحصائية أفضل وحساسية أعلى للاعتماد الموضعي عند مقارنته بمؤشر Q_3.

وفي مقارنة أخرى بين هذه المؤشرات قام النعيمي (٢٠٠٩: ٢) بمقارنة ثلاث طرق للتحقق من الاستقلال الموضعي لمفردات الاختبار الوطني لضبط نوعية التعليم في الأردن المطبق على الصفين الثامن والعاشر الأساسيين، وهذه الطرق هي: (G^2, Fisher's Z, Q_3)، وقد أشارت النتائج إلى انسجام نتائج الطرق الثلاث في مبحث اللغة العربية، وانسجام الطريقتين (Q_3، Fisher's Z) معاً في مبحث اللغة الإنجليزية، كما قام أبو شندي (٢٠١١: ٤٩) بدراسة هدفت إلى معرفة تأثير قوة الارتباط بين الأبعاد (٠,٠٠٠، ٠,٥٠٠، ٠,٩٠٠) ومستوى قدرة المفحوصين (منخفضة، متوسطة، عالية) على قدرة أربعة من كواشف الاستقلال الموضعي في الكشف عن نسبة أزواج المفردات المنتهكة لهذا الافتراض، وهذه الكواشف هي: و Fisher's Z, Q_3، ومتوسط معاملات الارتباط البينية، وقد أظهرت النتائج عدم تأثر المؤشر G^2 بتغير قوة الارتباط، وعدم تأثر مؤشر متوسط معاملات الارتباط البينية عند قوتي الارتباط (٠,٠٠٠، ٠,٥٠٠)، أما

المؤشران Fisher's Z, Q_3 فلم يتأثرا فقط عند قوة الارتباط (٠,٠٠٠)، وفيما يتعلق بتأثير مستوى قدرة المفحوصين، بيّنت النتائج أن نسبة أزواج المفردات المنتهكة للاستقلال الموضعي لم تتغير عند استخدام المؤشر G^2، وكانت تقل بنقصان مستوى قدرة المفحوصين عند استخدام مؤشرات متوسط معاملات الارتباط البينية، Fisher's Z, Q_3 وقوة الارتباط بين الأبعاد ٠,٩٠٠.

ونظراً لما توصل إليه تشين وثيسين (Chen & Thissen, 1997: 285) من أفضلية مؤشر Q_3 عن مؤشري G^2, Pearson's X^2 في درجة الحساسية للارتباط الموضعي بين المفردات، وكذلك ما توصل إليه شين (Shen, 1997: 13) من أفضلية مؤشر Fisher's Z عن مؤشر Q_3 في الكشف عن الاستقلال الموضعي بين المفردات، فإن الباحث فضل استخدام مؤشر Fisher's Z للكشف عن الاستقلال الموضعي بين المفردات.

أداة البحث:

اعتمد الباحث على البيانات المستمدة من تطبيق اختبار في مادة القياس النفسي تم إعداده في بحث سابق (عبد الوهاب، تحت الطبع) لقياس التحصيل الدراسي في أربعة موضوعات دراسية (مفاهيم أساسية في القياس النفسي ٢٥٪، وأنواع الاختبارات ٣٠٪، وشروط الاختبار الجيد ٢٠٪، وخطوات بناء اختبار تحصيلي ٢٥٪) ومستويات معرفية مختلفة (الحفظ ٢٥٪، والفهم ١٥٪، والتطبيق ٢٠٪، والتحليل ٤٠٪).

وتم التأكد من صدق محتوى الاختبار من خلال عرض الصورة الأولية المكونة من (٦٠) مفردة على (٧) من المحكمين من أعضاء هيئة التدريس الذين يقومون بتدريس المقرر، ثم إجراء التعديلات التي أشاروا إليها، كما تم التأكد أيضاً من صدق الاختبار من خلال مطابقة مفرداته لافتراضات النموذج ثلاثي البارامتر، وثبت مطابقة (٣٧) مفردة منها، وكان المتوسط والانحراف المعياري لبارامترات صعوبة المفردات المقبولة (-٠,٠٣٣، ٠,٩٢) على الترتيب، ولبارامترات التمييز (٠,٨٢، ٠,٤٦)، ولبارامترات التخمين (٠,١٥، ٠,١٤).

ولتحقيق أهداف البحث الحالي تم بناء ست صور مختلفة من هذا الاختبار على النحو التالي:

الصورة الأولى: تحتوي على جميع المفردات المقبولة في ضوء النموذج اللوغاريتمي ثلاثي البارامتر وبلغ عددها (٣٧) مفردة، بمعامل ثبات قدره ٠,٨٣٥ باستخدام معادلة كيودر ريتشاردسون.

الصورة الثانية: وتحتوي على (٣٣) مفردة من بين المفردات المكونة للصورة الأولى، بعد استبعاد أكثر أربع مفردات تشبعاً بالعامل الأول المكون للصورة الأولى، بحيث تكون المفردات الأربعة المحذوفة من مستويات معرفية مختلفة وفي موضوعات دراسية مختلفة، أي بما لا يخل كثيراً بالأوزان النسبية للموضوعات ومستويات الأهداف، وكان معامل ثبات هذه الصورة ٠,٨١٢ باستخدام معادلة كيودر ريتشاردسون.

الصورة الثالثة: وتحتوي على (٢٩) مفردة من بين المفردات المكونة للصورة الثانية، بعد استبعاد أكثر أربع مفردات تشبعاً بالعامل الأول المكون للصورة الثانية، بما يحافظ على الشرط السابق، وكان معامل ثبات هذه الصورة ٠,٧٧٨ باستخدام معادلة كيودر ريتشاردسون.

الصورة الرابعة: وتحتوي على (٢٥) مفردة من بين المفردات المكونة للصورة الثالثة، بعد استبعاد أكثر أربع مفردات تشبعاً بالعامل الأول المكون للصورة الثالثة، بما يحافظ على الشرط السابق، وكان معامل ثبات هذه الصورة ٠,٧٣٥ باستخدام معادلة كيودر ريتشاردسون.

الصورة الخامسة: وتحتوي على (٣٤) مفردة من بين المفردات المكونة للصورة الأولى، بعد استبعاد أكثر ثلاث مفردات أظهرت ارتباطاً موضعياً مع غيرها من المفردات، بما يحافظ على الشرط السابق، وكان معامل ثبات هذه الصورة ٠,٧٨٥ باستخدام معادلة كيودر ريتشاردسون.

الصورة السادسة: وتحتوي على (٣١) مفردة من بين المفردات المكونة للصورة الخامسة، بعد استبعاد أكثر ثلاث مفردات أظهرت ارتباطاً موضعياً مع

غيرها من المفردات المكونة للصورة الخامسة، بما يحافظ على الشرط السابق، وكان معامل ثبات هذه الصورة ٠,٧٦٤ باستخدام معادلة كيودر ريتشاردسون.

عينة البحث:

تكونت عينة البحث من (١٠١٠) من طلاب الفرقة الرابعة والدبلوم العام بكلية التربية بجامعة المنيا الذين قاموا بدراسة مقرر القياس النفسي في العام الجامعي ٢٠١٠ - ٢٠١١م، وهم يمثلون جميع الطلاب الذين قام الباحث بتدريس هذا المقرر لهم عدا الطلاب الغائبين يوم التطبيق، وجدول رقم (١) يوضح توزيع عينة البحث في ضوء الجنس والتخصص.

جدول رقم (١)

توزع عينة البحث في ضوء الجنس والتخصص

الفرقة	التخصص		الجنس		مجموع
	العلمي	الأدبي	ذكور	إناث	
طلاب الفرقة الرابعة	١٧٨	٢٩٠	١٢٢	٣٤٦	٤٦٨
طلاب الدبلوم العام	١١٦	٤٢٦	٢٠١	٣٤١	٥٤٢
المجموع	٢٩٤	٧١٦	٣٢٣	٦٨٧	١٠١٠

إجراءات البحث:

للإجابة عن أسئلة البحث الحالي قام الباحث بمجموعة من الإجراءات تمثلت فيما يلي:

١ - الكشف عن أحادية البعد على البيانات المستمدة من الصورة الأولى المكونة من (٣٧) مفردة باستخدام طريقة التحليل العاملي مع حساب الجذور الكامنة للعوامل المكونة للاختبار وتشبعات مفردات الاختبار بالعوامل التي يزيد الجذر الكامن لها على (١).

٢ - الكشف عن الاستقلال الموضعي لمفردات الصورة الأولى باستخدام طريقة Fisher's Z.

٣ - تحديد أكثر أربع مفردات تشبعاً بالعامل الأول بحيث تكون ممثلة للمستويات المعرفية المختلفة وفي الموضوعات المختلفة، ثم حذف هذه المفردات لتكوين الصورة الثانية للاختبار.

٤ - تكرار الخطوتين ١، ٢ على الصورة الثانية للاختبار.

٥ - تحديد أكثر أربع مفردات تشبعاً بالعامل الأول المكون للصورة الثانية بحيث تكون ممثلة للمستويات المعرفية المختلفة وفي الموضوعات المختلفة، ثم حذف هذه المفردات لتكوين الصورة الثالثة للاختبار.

٦ - تكرار الخطوتين ١، ٢ على الصورة الثالثة للاختبار.

٧ - تحديد أكثر أربع مفردات تشبعاً بالعامل الأول المكون للصورة الثالثة بحيث تكون ممثلة للمستويات المعرفية المختلفة وفي الموضوعات المختلفة، ثم حذف هذه المفردات لتكوين الصورة الرابعة للاختبار.

٨ - تكرار الخطوتين ١، ٢ على الصورة الرابعة للاختبار.

٩ - تحديد أكثر ثلاث مفردات أظهرن ارتباطاً موضعياً مع غيرها من المفردات في الصورة الأولى للاختبار بحيث تكون ممثلة للمستويات المعرفية المختلفة وفي الموضوعات المختلفة، ثم حذف هذه المفردات لتكوين الصورة الخامسة للاختبار.

١٠ - تكرار الخطوتين ١، ٢ على الصورة الخامسة للاختبار.

١١ - تحديد أكثر ثلاث مفردات أظهرن ارتباطاً موضعياً مع غيرها من المفردات في الصورة الخامسة للاختبار بحيث تكون ممثلة للمستويات المعرفية المختلفة وفي الموضوعات المختلفة، ثم حذف هذه المفردات لتكوين الصورة السادسة للاختبار.

١٢ - تكرار الخطوتين ١، ٢ على الصورة السادسة للاختبار.

نتائج البحث وتفسيرها

تمت الإجابة عن أسئلة البحث على النحو الآتي:

الإجابة عن السؤال الأول:

للإجابة عن هذا السؤال الذي ينص على "هل يتحقق افتراض أحادية البعد في البيانات المستمدة من ست صور مختلفة من أداة البحث؟" تم إجراء التحليل العاملي للبيانات على ست مراحل يتم عقب كل مرحلة من الأولى إلى الخامسة حذف مفردات طبقاً للإجراءات السابقة، وكانت النتائج كما في جدول رقم (٢).

جدول رقم (٢)

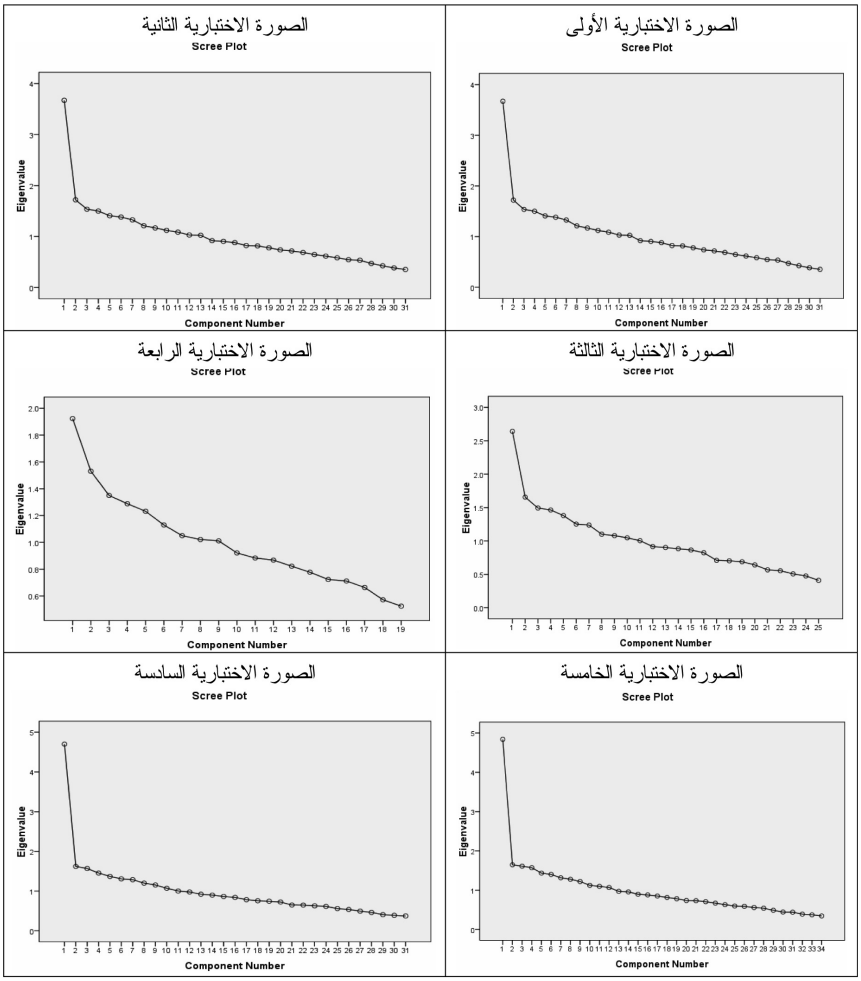
نتائج التحليل العاملي للبيانات المستمدة من ست صور مختلفة من أداة البحث

(ن = ١٠١٠)

الإحصائي		الصورة الأولى	الصورة الثانية	الصورة الثالثة	الصورة الرابعة	الصورة الخامسة	الصورة السادسة
العامل الأول	الجذر الكامن	٤,٨٥٥	٣,٦٧٣	٢,٦٤٢	١,٩٢٣	٤,٨٣٩	٤,٧٠١
	التباين المفسر ٪	١٣,١٢٣	١١,٨٤٧	١٠,٥٦٨	١٠,١٢٠	١٤,٢٣٣	١٥,١٦٤
العامل الثاني	الجذر الكامن	١,٧٤٠	١,٧٢٠	١,٦٥٦	١,٥٣٠	١,٦٤٦	١,٦١٩
	التباين المفسر ٪	٤,٧٠١	٥,٥٤٨	٦,٦٢٦	٨,٠٥٤	٤,٨٤٠	٥,٢٢٤
التباين الكلي المفسر		٦٠,٠٥٢	٦١,٨٩٥	٦١,٤٣٠	٦٠,٧٠٧	٥٧,٦٦٩	٥٧,١٩٨
نسبة تباين العامل الأول إلى التباين الكلي		٢١,٨٥٣	١٩,١٤٠	١٧,٢٠٣	١٦,٦٧٠	٢٤,٦٨١	٢٦,٥١١
النسبة بين الجذرين الكامنين		٢,٧٩٠	٢,١٣٥	١,٥٩٥	١,٢٥٧	٢,٩٤٠	٢,٩٠٤
تحقق أو عدم تحقق أحادية البعد		متحقق	متحقق	غير متحقق	غير متحقق	متحقق	متحقق

ويتضح من الجدول السابق تحقق افتراض أحادية البعد في مفردات الصور الاختبارية الأولى والثانية والخامسة والسادسة، وذلك لزيادة النسبة بين الجذر الكامن للعامل الأول إلى الجذر الكامن للعامل الثاني عن القيمة (٢) التي اشترطها ريكاس (Reckase, 1979 as cited in Önder, 2007: 213) كحد أدنى لتحقق افتراض أحادية البعد، وهذا يعني وجود عامل واحد مسيطر يمكن إرجاع التباين بين المفحوصين إليه في كل صورة من الصور الاختبارية، أي أن هناك سمة واحدة أو قدرة واحدة تسعى مفردات كل صورة من هذه الصور الاختبارية إلى قياسها. كما يتضح عدم تحقق هذا الافتراض في مفردات

الصورتين الاختباريتين الثالثة والرابعة؛ إذ انخفضت النسبة بين الجذر الكامن للعامل الأول إلى الجذر الكامن للعامل الثاني عن القيمة (٢) في هاتين الصورتين الاختباريتين، وهذا يعني أن هناك أكثر من عامل مسيطر يمكن إرجاع التباين بين المفحوصين في كل صورة من هاتين الصورتين إليه. ويتضح ذلك أيضاً من التوزيع البياني Scree Plot لقيم الجذور الكامنة للعوامل المكونة لكل صورة من الصور الاختبارية الستة السابقة كما في شكل رقم (١).



شكل رقم (١) التمثيل البياني لقيم الجذور الكامنة للعوامل المكونة للصور الاختبارية الست

ويتضح من الأشكال البيانية وجود انحدار واضح في التمثيل البياني لقيم الجذور الكامنة التي تزيد عن واحد في الصور الاختبارية الأولى والثانية والخامسة والسادسة، وهذا يشير إلى تحقق أحادية البعد فيها وفق ما أكده هايز (Hayes, 2012: 64). أما في الصورتين الاختباريتين الثالثة والرابعة فلم يكن هذا الانحدار واضحاً مما يشير إلى عدم تحقق أحادية البعد فيهما. ويرجع ذلك إلى حذف أكثر المفردات تشبعاً بالعامل الأول في الصورة الأولى والثانية، مما أدى إلى انخفاض قيمة الجذر الكامن للعامل الأول بدرجة كبيرة في الصورتين الثالثة والرابعة، وهذا أدى بدوره إلى عدم تحقق أحادية البعد فيهما.

الإجابة عن السؤال الثاني:

للإجابة عن هذا السؤال الذي ينص على "هل يتحقق افتراض الاستقلال الموضعي في البيانات المستمدة من ست صور مختلفة من أداة البحث؟" تم الاعتماد على مؤشر Fisher's Z الذي يتم فيه تحويل الأخطاء الملاحظة إلى أخطاء معيارية، وحساب المتوسط الحسابي لمؤشرات فيشر الخاصة بأزواج المفردات، فإذا كان مؤشر فيشر الخاص بزوج من المفردات واقعاً بين الحد الأدنى والحد الأعلى لمؤشر فيشر الخاص بأزواج المفردات، دل ذلك على أنها مفردات مستقلة إحصائياً، ويتم تحديد الحد الأدنى والحد الأعلى للثقة أو ما يسمى بفترة الثقة من خلال طرح وإضافة انحرافين معياريين لقيم مؤشر فيشر، وتعد أزواج المفردات غير مستقلة إحصائياً إذا وقع مؤشر فيشر الملاحظ الخاص بها خارج فترة الثقة، ويتضمن جدول رقم (٣) نتائج مؤشر Fisher's Z للصور الاختبارية الستة.

جدول رقم (٣)

نتائج مؤشر Fisher's Z لمفردات الصور الاختبارية الستة والاستقلال الموضعي لها

الإحصائي	الصورة الأولى	الصورة الثانية	الصورة الثالثة	الصورة الرابعة	الصورة الخامسة	الصورة السادسة
عدد المفردات	٣٧	٣٣	٢٩	٢٥	٣٤	٣١
عدد أزواج المفردات	٦٦٦	٥٢٨	٤٠٦	٣٠٠	٥٦١	٤٦٥
الحد الأدنى لمؤشر فيشر لأزواج المفردات	-٠,٠٤٣٨	-٠,٠١٥٤	-٠,١٥١٧	-٠,١٥٣٢	-٠,١٥٣٩	-٠,١٥٢١

تابع/ جدول رقم (٣)

نتائج مؤشر Fisher's Z لمفردات الصور الاختبارية الستة والاستقلال الموضعي لها

الإحصائي	الصورة الأولى	الصورة الثانية	الصورة الثالثة	الصورة الرابعة	الصورة الخامسة	الصورة السادسة
الحد الأعلى لمؤشر فيشر لأزواج المفردات	٠,١٥٢٦	٠,٠٥٣٩	٠,٠٦٦٧	٠,٠٨٠٩	٠,٠٤٠١	٠,٠٣٩٣
المتوسط الحسابي لمؤشرات فيشر	-٠,٠٥٤٤	-٠,٠٤٩٩	-٠,٠٤٢٥	-٠,٠٣٦١	-٠,٠٥٦٩	-٠,٠٥٦٤
عدد أزواج المفردات المرتبطة موضعياً	٢٤	٢٢	١٨	١٤	١٢	٩
نسبة أزواج المفردات المرتبطة موضعياً	٣,٦٠٣	٤,١٦٧	٤,٤٤٣	٤,٦٦٧	٢,١٣٩	١,٩٣٥
عدد أزواج المفردات المستقلة موضعياً	٦٤٢	٥٠٦	٣٨٨	٢٨٦	٥٤٩	٤٥٦
نسبة أزواج المفردات المستقلة موضعياً	٩٦,٣٩٦	٩٥,٨٣٣	٩٥,٥٦٧	٩٥,٣٣٣	٩٧,٨٦١	٩٨,٠٦٥
تحقق أو عدم تحقق الاستقلال الموضعي	متحقق	متحقق	متحقق	متحقق	متحقق	متحقق

ويتضح من جدول رقم (٣) اقتراب المتوسط الحسابي لمؤشرات فيشر الملاحظة الخاصة بأزواج المفردات من الصفر، وكذلك ارتفاع نسبة أزواج المفردات المستقلة موضعياً في الصور الاختبارية الستة حيث تراوحت بين (٩٥,٣٣٣ في الصورة الرابعة، و ٩٨,٠٦٥ في الصورة السادسة)، مما يدل على تحقق الاستقلال الموضعي لمفردات هذه الصور الاختبارية وفقاً لما أشار إليه كيم وكوهين ولين (Kim, Cohen & Lin, 2005 في: جوارنة والشريفين، ٢٠١٢: ٣٢)، وهذا يعني أن أغلب مفردات الصور الاختبارية الستة أظهرت استقلالاً موضعياً أي أن أغلب المفردات لا تتأثر الإجابة عنها سلباً أو إيجاباً بالإجابة عن المفردات الأخرى. وازدادت نسبة أزواج المفردات المستقلة موضعياً في الصورتين الخامسة والسادسة عن نسبة أزواج المفردات المستقلة موضعياً في باقي الصور نتيجة حذف أكثر المفردات ارتباطاً موضعياً بغيرها من المفردات.

الإجابة عن السؤال الثالث:

للإجابة عن هذا السؤال الذي ينص على "هل يتحقق عملياً تكافؤ افتراضي أحادية البعد والاستقلال الموضعي؟" تم الاستفادة من نتائج السؤال الأول الموضحة في جدول رقم (٢)، ونتائج السؤال الثاني الموضحة في جدول (٣)، إذ يلاحظ من هذه النتائج أن حذف المفردات المتشبعة بالعامل الأول لتكوين الصور بدءاً من

الصورة الثانية وحتى الصورة الرابعة قد قلل النسبة بين الجذر الكامن للعامل الأول والجذر الكامن للعامل الثاني تدريجياً حتى قلت عن النسبة المطلوبة لتحقق أحادية البعد في الصورتين الثالثة والرابعة، كما يلاحظ أيضاً ظهور انخفاض في نسبة أزواج المفردات المستقلة موضعياً في الصورة الثانية، ثم ازداد هذا الانخفاض في الصورة الثالثة، ثم ازداد هذه الانخفاض أيضاً في الصورة الرابعة؛ وقد يعود ذلك إلى انخفاض في درجة تحقق أحادية البعد في هذه الصور نتيجة حذف المفردات الأكثر تشبعاً بالعامل الأول، إلا أن هذا الإنخفاض لم يصل إلى الحد الذي يمكن أن يؤدي فيه عدم تحقق افتراض أحادية البعد إلى عدم تحقق افتراض الاستقلال الموضعي، فبالرغم من عدم تحقق افتراض أحادية البعد في الصورتين الثالثة والرابعة إلا أنه تحقق افتراض الاستقلال الموضعي بين مفردات كل صورة منهما. كما يلاحظ أن حذف المفردات الأكثر ارتباطاً موضعياً في الصورتين الخامسة والسادسة تبعه زيادة في نسبة أزواج المفردات المستقلة موضعياً وزيادة أيضاً في درجة تحقق أحادية البعد عن باقي الصور.

وهذا يعني أنه كلما ازداد مؤشر الاستقلال الموضعي لمفردات الاختبار في الصورتين الخامسة والسادسة زادت أحادية البعد، وكلما انخفضت أحادية البعد في الصور الثانية والثالثة والرابعة انخفض مؤشر الاستقلال الموضعي، إلا أنه لا يمكن القول أن تحقق أحد الافتراضين يضمن في جميع الحالات تحقق الافتراض الآخر، وهذا يعني أنه بالرغم من تكافؤ الافتراضين من الناحية النظرية أو الرياضياتية فإنه من الناحية العملية لا يتحقق هذا التكافؤ في جميع الحالات، وهذا يتفق مع ما أشار إليه ميرا وزملاؤه (Meara et al., 2000 في: حمادنة، ٢٠١١: ٦٥)، ويختلف مع ما توصل إليه حمادنة (٢٠١١: ٦٥).

أوجه الاستفادة من البحث:

يمكن الاستفادة من نتائج البحث الحالي فيما يلي:

١ - ضرورة قيام المتخصصين في القياس النفسي خاصة في نظرية الاستجابة للمفردة بالتحقق عملياً من افتراضي أحادية البعد والاستقلال الموضعي على السواء.

٢ - ضرورة مراجعة نتائج الدراسات التي لم يتم فيها التحقق من افتراضي أحادية البعد والاستقلال الموضعي كل على حدة عند استخدام نماذج الاستجابة للمفردة في تحليل مفردات المقاييس بها.

٣ - ضرورة مراجعة المقاييس التي تم التسليم فيها بتحقق افتراض الاستقلال الموضعي نتيجة تحقق افتراض أحادية البعد أو العكس دون التحقق إحصائياً من كلا الافتراضين كل على حدة.

٤ - التأكيد على المسؤولين عن مراكز القياس والتقويم بضرورة مراعاة التأكد عملياً من كلا الافتراضين.

البحوث المقترحة

بناء على البحث الحالي يقترح الباحث إجراء البحوث الآتية:

١ - أثر تغيير ترتيب مفردات المقياس على تكافؤ افتراضي أحادية البعد والاستقلال الموضعي.

٢ - أثر حذف المفردات ذات الأداء التفاضلي على تكافؤ افتراضي أحادية البعد والاستقلال الموضعي.

٣ - أثر طرق الكشف عن الاستقلال الموضعي وأحادية البعد في تحقق تكافؤ الافتراضين عملياً.

٤ - أثر انتهاك افتراض الاستقلال الموضعي في دقة تقدير بارامترات المفردات في المقاييس متعددة الأبعاد.

Empirical Verification of The Equivalence of Unidimensionality Assumption and Local Independence Assumption

Dr. Mohammed M. Abd-elwahab
Faculty of Education - Minia University
A.R.E

Abstract

The current research was conducted to practically explore the equivalence of Unidimensionality assumption and Local Independence assumption. data was obtained from administrating achievement test in psychological measurement course (on 1010 from senior students and general diploma students at faculty of Education - Minia university). The test was used after calibrating items by Three Parameter Logistic Model. Six forms of the test were formed. The findings indicated that Unidimensionality assumption was held in just four forms of the test and the assumption was not held in the other two forms. Meanwhile Local Independence assumption was held in all forms. These conclusions mean that the verification of Unidimensionality assumption does not ensure the verification of Local Independence assumption. So, the two assumptions are not equivalent.

المراجع

١ - أبو شندي، يوسف عبد القادر (٢٠١١). كواشف الاستقلال الموضعي في نظرية الاستجابة للفقرة ومدى تأثرها بقوة العلاقة الارتباطية بين الأبعاد ومستوى القدرة للمفحوصين. **مجلة جامعة تشرين للبحوث والدراسات العلمية**، سلسلة الآداب والعلوم الإنسانية، ٣٣(٣)، ٤٩-٦٢.

٢ - أبو هاشم، السيد محمد (٢٠٠٦). دراسة مقارنة بين النظرية التقليدية ونموذج راش في اختيار فقرات قائمة مداخل الدراسة لدى طلاب الجامعة. **مجلة كلية التربية بالزقازيق**، ٥٢، ١- ٥٢.

٣ - بني عطا، زايد والشريفين، نضال (٢٠١٢). أثر اختلاف شكل توزيع القدرة على معالم الفقرة ودالة المعلومات للاختبار. **المجلة الأردنية في العلوم التربوية**، ٨(٢)، ١٥١-١٦٦.

٤ - جوارنة، طارق يوسف والشريفين، نضال كمال (٢٠١٢). بناء مقياس لاتجاهات الطلاب نحو العمل المهني وفق نموذج أندريش في نظرية السمات الكامنة. **مجلة الدراسات النفسية والتربوية**، ٦(٢)، ١٧ - ٤٢.

٥ - حجازي، تغريد عبد الرحمن والشريفين، نضال كمال (٢٠١٣). استخدام أسلوب ثيرستون لأسلوب الفئات المتساوية ظاهرياً في انتقاء فقرات لقياس الاتجاهات نحو الفيزياء. **مجلة الجامعة الإسلامية للدراسات التربوية والنفسية**، ١١(١)، ٣٢٧- ٣٤٧.

٦ - حمادنة، إياد (٢٠٠٩). استخدام نظرية الاستجابة للمفردة في بناء اختبار محكي المرجع في الرياضيات وفق النموذج اللوجستي ثلاثي المعلم. **مجلة العلوم التربوية والنفسية**، ١٠(٢)، ٢١٥ - ٢٣٨.

٧ - حمادنة، إياد (٢٠١١). الكشف عن الارتباط الموضعي بين أزواج فقرات الاختبار باستخدام مؤشر Q3. **مجلة العلوم التربوية والنفسية**، ١٢(١)، ٣٩-٦٨.

٨ - الحموري، هند عبد المجيد والكحلوت، أحمد اسماعيل (٢٠٠٩). استراتيجية مقترحة لبناء اختبارات تشخيصية محكية المرجع. **مجلة العلوم التربوية والنفسية**، ١٠(٢)، ١٨٨- ٢١٤.

٩ - الخياط، ماجد محمد (٢٠١٢). درجة مطابقة اختبار تحصيلي وفق نموج راش أحادي المعلمة في الكشف عن مستوى المعرفة العلمية في المهارات الرياضية لدى طلبة الصف الثامن الأساسي. **مجلة جامعة الأقصى** (سلسلة العلوم الإنسانية)، ١٦(١)، ٨٧-١١١.

١٠- دودين، حمزة محمد (٢٠٠٤). استخدام نظرية الاستجابة على الفقرة في تحليل الاستجابات على اختبار المهارات الكمية لدى طلاب الجامعة. **المجلة التربوية**، ١٨(٧٢)، ١٠٥ - ١٢٥.

١١- الزبون، حابس (٢٠١٢). أثر حجم العينة على تقدير دالة المعلومات للاختبار والخطأ المعياري في تقديرها باستخدام النظرية الحديثة في القياس. **مجلة النجاح للأبحاث** (العلوم الإنسانية)، ٢٧(٦)، ١٣٢٣-١٣٤٤.

١٢- زكري، علي بن محمد (٢٠٠٩). الخصائص السيكومترية لاختبار (أوتيس - لينون) للقدرة العقلية مقدرة وفق القياس الكلاسيكي ونموذج راش لدى طلبة المرحلة المتوسطة بمحافظة صبيا التعليمية. رسالة دكتوراة غير منشورة بقسم علم النفس بكلية التربية جامعة أم القرى.

١٣- الشريفين، نضال (٢٠٠٦). بناء مقياس اتجاهات معلمي العلوم نحو العمل المخبري. **المجلة الأردنية في العلوم التربوية**، ٢(٣)، ١٦٩-١٨٧.

١٤- الشريفين، نضال وطعامنة، إيمان (٢٠٠٩). أثر عدد البدائل في اختبار الاختيار من متعدد في تقديرات القدرة للأفراد والخصائص السيكومترية للفقرات والاختبار وفق نموذج راش في نظرية الاستجابة للفقرة. **المجلة الأردنية في العلوم التربوية**، ٥(٤)، ٣٠٩ - ٣٣٥.

١٥- الصمادي، مروان والسوالمة، يوسف (٢٠٠٩). أثر طريقة تصحيح فقرات الصواب والخطأ المتعدد في دقة تقدير قدرات الأفراد وصعوبة الفقرات

باستخدام نموذج التقدير الجزئي. **المجلة الأردنية في العلوم التربوية**، ٥(١)، ٧١-٨٧.

١٦- عبد الوهاب، محمد محمود (٢٠١٠). **استخدام نماذج الاستجابة للمفردة الاختبارية في تدريج مفردات بعض الاختبارات المعرفية**. رسالة دكتوراة غير منشورة بكلية التربية - جامعة المنيا.

١٧- عبد الوهاب، محمد محمود (٢٠١٣). المقارنة بين النظرية الكلاسيكية والنموذج ثلاثي البارامتر في معالجة أثر التخمين عند تقدير إحصائيات الأفراد والمفردات في اختبار "اختيار من متعدد". **المجلة التربوية**. ٢٨ (١٠٩، ج١)، ١٦٩-٢١١.

١٨- علام، صلاح الدين محمود (٢٠٠٠). **القياس والتقويم التربوي والنفسي: أساسياته وتطبيقاته وتوجهاته المعاصرة**. القاهرة، دار الفكر العربي.

١٩- علام، صلاح الدين محمود (٢٠٠٥). **نماذج الاستجابة للمفردة الاختبارية أحادية البعد ومتعددة الأبعاد وتطبيقاتها في القياس النفسي والتربوي**. القاهرة، دار الفكر العربي.

٢٠- عوض، رضا سمير (٢٠٠٨). بعض المتغيرات المؤثرة على دقة كشف الدالة المميزة للمفردة في ضوء نظرية الاستجابة للمفردة. رسالة دكتوراة غير منشورة بمعهد الدراسات التربوية - جامعة القاهرة.

٢١- فخرو، حصة عبد الرحمن وعبد الرحيم، أنور رياض ومحمد، محمد إبراهيم (٢٠٠٩). فاعلية استخدام نموذج سلم التقدير في تحليل مفردات مقياس مداخل الدراسة لدى طلبة جامعتي قطر والمنيا. **مجلة البحث في التربية وعلم النفس**، ٢٢(٢)، ١٣٥-١٧٥.

٢٢- كاظم، أمينة محمد (١٩٨٨). **دراسة نظرية نقدية حول القياس الموضوعي للسلوك - نموذج راش**. الكويت، مؤسسة الكويت للتقدم العلمي (إدارة التأليف والترجمة والنشر).

٢٣- نصار، وفاء محمود والشافعي، محمد منصور (٢٠٠٩). أثر انتهاك

افتراضي أحادية البعد واستقلالية المحل في تدرج بنك الأسئلة ودقة معادلة درجات الاختبار البنكي المسحوب. الندوة الإقليمية لعلم النفس - كلية التربية - جامعة الملك سعود - مطبوعات الندوة.

٢٤- النعيمي، عز الدين (٢٠٠٩). مقارنة ثلاث طرق للكشف عن انتهاك افتراض الاستقلال الموضعي في الاختبارات الوطنية لضبط نوعية التعليم في الأردن. **مجلة علوم انسانية**، ٤١، ٢ - ١٥.

25 - Brentari, E. & Golia ,S. (2007). Unidimensionality in the Rasch model: How to detect and interpret. **Statistica, Anno Lxvii**, 3, 253- 261.

26 - Chakravarty, E., Bjorner, J. & Fries, J. (2007). Improving patient reported outcomes using item response theory and computerized adaptive testing. **The Journal of Rheumatology**, 34, 1426-1431.

27 - Chen, W. & Thissen, D. (1997). Local dependence indexes for item pairs using item response theory. **Journal of Educational and Behavioral Statistics**, 22(3), 265-289.

28 - Crocker, L., & Algina, J. (1986). **Introduction to classical and modern test theory**. New York: Holt, Rinehart & Winston.

29 - Fan, X. (1998). Item response theory and classical test theory: An empirical comparison of their item/person statistics. **Educational and Psychological Measurement**, 58 (3),357-382.

30 - Fissette, C.L. (2012). Self- versus informant reports of posttraumatic stress disorder: An application of item response theory. Unpublished Master's thesis - The Office of Graduate Studies of Texas A&M University.

31 - Georgiev, N. (2008). Item analysis of C, D and E series from RavenÂs standard progressive matrices with item response theory two parameter logistic model. **Europe's Journal of Psychology,** 8,1-17.

32 - Hambleton, R.K. & Rovinelli, R.J. (1986). Assessing the dimensionality of a set of test items. **Applied Psychological Measurement**, 10, 287-302.

33 - Hambleton, R., Swaminathan, H. (1985). **Item response theory: Principles and application**. Boston, Kluwer-Nijhoff Publishing.

34 - Hambleton, R., Swaminathan, H. & Rogers, H.(1991). **Fundamentals of**

item response theory, International Educational and Professional. Publisher Newbury Park.

35 - Hashimoto, T. (2011). Local independence statistics applied to testlet items. **The National Center for University Entrance Examinations**, 2,19-23.

36 - Hattie, J. (1985). Methodology review: Assessing unidimensionality of tests and items. **Applied Psychometric Measurement**, 9, 139-164.

37 - Hayes, H. (2012). A generalized partial credit FACETS model for investigating order effects in self-report personality data. Unpublished PhD's thesis - in the School of Psychology in The Academic Faculty.

38 - Hays, R., Liu, H., Spritzer, K., & Cella, D. (2007). Item response theory analyses of physical functioning items in the medical outcomes study. **Medical Care**, 45(5), 532- 538.

39 - Huber, C.; Limnios, N.; Mesbah, M. & Nikulin, M. (2008). **Mathematical methods in survival analysis, reliability and quality of life**. USA: John Wiley & Sons, Inc.

40 - Iramaneerat, C.; Myford, C. & Yuldkowsky, R. (2006). Item dependency in an objective structured clinical examination. Paper presented at the 25th International Objective Measurement Workshop, Berkeley, CA, April 2006.

41 - Lee, S. (2012). The impact of missing data on the dichotomous mixture IRT models. Unpublished PhD's thesis - The Graduate Faculty of The University of Georgia.

42 - Linacre, J. (2009). Local independence and residual covariance: a study of olympic figure skating ratings. **Journal of Applied Measurement**, 10(2), 1-13.

43 - Lord, F.M. (1980). **Application of item response theory to practical testing problems**. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.

44 - Lord, F.M. & Novick, M.R. (1968). **Statistical theories of mental test scores**. Reading, MA: Addison-Wesley.

45 - Marais, I. & Andrich, D. (2006). **Formalising dimension and response violations of local independence in the unidimensional rasch model**. An Australian Research Council Linkage, University of Western Australia.

46 - Mislevy, R. & Chang, H. (2000). Does adaptive testing violate local independence?. **Psychometrika**, 65(2),149-156.

47 - Monseur, C.; Baye, A.; Lafontaine, D. & Quittre, V. (2009). **PISA** test format assessment and the local independence assumption. **IERI Monograph Series: Issues and Methodologies in Large-Scale Assessments**, 4, 131-155.

48 - Önder, I. (2007). An investigation of goodness of model data fit model veri uyumunun arastirilmasi. **Hacettepe Universitesi Egitim Fakültesi Dergisi**, (32), 210-220.

49 - Reeve, B. (2004). **An introduction to modern measurement theory**. Division of Cancer Control and Population Science, National Cancer Institute.

50 - Salvia, J. & Ysseldyke, J.(1995). **Assessment** (6th Ed.). Boston: Houghton Mifflin Company.

51 - Shen, L. (1997). **Quantifying item dependency by fisher's z.** Paper presented at the annual meeting of the American Educational Research Association, Chicago,IL, March 24-28. (ERIC Document Reproduction Service No. ED 410241).

52 - Sick, J. (2010). Rasch measurement in language education part 5: assumptions and requirements of Rasch measurement. **SHIKEN: JALT Testing & Evaluation SIG Newsletter**, 14(2), 23 - 29.

53 - Siemons, L.; Klooster, P.;Taal, E.; Glas, C. & Van de Laar, M. (2012). Modern psychometrics applied in rheumatology: A systematic review. **BMC Musculoskeletal Disorders**, 13(216). 2-10.

54 - Stout, W. (1987). A nonparametric approach for assessing latent trait unidimensionality. **Psychometrika**, 52(4), 589-617.

55 - Svetina, D. (2013). Assessing dimensionality of noncompensatory multidimensional item response theory with complex structures. **Educational and Psychological Measurement,** 73(2) 312-338.

56 - Ueno, M. (2002). An extension of the IRT to a network model. **Behaviormetrika**, 29 (1),59-79.

57 - Verhelst, N. (2002). **Testing the unidimensionality assumption of the Rasch model**. Citogroep, Arnhem.

58 - Walter, O. & Rose, M. (2013). Effect of item order on item calibration and item bank construction for computer adaptive tests. **Psychological Test and Assessment Modeling**, 55 (1), 81-91.

59 - Wang, Y. & Ackerman, T. (2012). A comparison of different simulation procedures to study local dependence. **US-China Education Review**, B (9),781-794.

60 - Yen, W. M. (1984). Effects of local item dependence on the fit and equating performance of the three-parameter logistic model. **Applied Psychological Measurement, 8**, 125-145.

61 - Zhu, X. (2009). Assessing fit of item response models for performance assessments using bayesian analysis. Unpublished PhD's thesis - The Graduate Faculty of School of Education, University of Pittsburgh.