

التحقق من افتراض أحادية البعد باستخدام التحليل العاملي الاستكشافي مقابل التحليل العاملي التوكيدي - دراسة مقارنة

Verifying the One-dimensional Assumption under item Response Theory, Using Exploratory Factor Analysis versus Confirmatory Factor Analysis - Comparative Study

أروى الحواري

Arwa Alhawari

وزارة التربية والتعليم، اربد، الأردن

بريد الكتروني: arwaesa@yahoo.com

تاريخ التسليم: (2016/11/18)، تاريخ القبول: (2017/3/22)

ملخص

هدفت الدراسة الحالية للتحقق من افتراض أحادية البعد باستخدام التحليل العاملي الاستكشافي مقابل التحليل العاملي التوكيدي، دراسة مقارنة. ولتحقيق هذا الهدف تم تعريف افتراض أحادية البعد وبيان أهميته والآثار الناجمة عن انتهاكه. وتم التعريف أيضا بمؤشرات الكشف عن أحادية البعد، إضافة إلى التعريف بنموذج المعادلة البنائية وبيان أهميته، والشروط اللازمة لإجراء التحليل العاملي التوكيدي كأحد تطبيقاته، وتمت مناقشة مؤشرات التحليل العاملي الاستكشافي مقابل مؤشرات التحليل العاملي التوكيدي وهي مؤشرات جودة المطابقة. ومن ضمن إجراءات الدراسة تم توليد البيانات، ومجموعة الفقرات، وقدرات للأفراد، ولتحقيق ذلك تم توليد بيانات بواقع (1000) مفحوص، وقد كان طول الاختبار (30) فقرة، وشكل توزيعات القدرة (طبيعي)، وفق النموذج الثلاثي المعلمة، تم تحليل البيانات المولدة باستخدام برمجية (AMOS 21) وبرمجية SPSS. أظهرت النتائج تأكيد نتائج التحليل العاملي الاستكشافي للتحليل العاملي التوكيدي في الكشف عن افتراض أحادية البعد، إضافة إلى تفوق المؤشرات الإحصائية: (IFI), (RMSEA), (RMR), (GFI), (AGFI). والذي يوصى باستخدامها في الكشف عن افتراض أحادية البعد والتي تأتي تأكيداً على مؤشرات التحليل العاملي الاستكشافي.

الكلمات المفتاحية: افتراض أحادية البعد، تحليل عاملي استكشافي، تحليل عاملي توكيدي، نموذج استجابة الفقرة.

Abstract

This study aimed to verify the One-dimensional Assumption under Item Response Theory, Using Exploratory Factor Analysis Versus Confirmatory Factor Analysis. Comparative study. To achieve this aim, the concept of One-dimensional assumption was defined, and its importance, and the consequences resulting from its violation, were illustrated. The required conditions for One-dimensional were identified, and the One-dimensional Indicators were explained, in addition to the definition of structural equation model and its importance, and the required conditions of confirmatory analysis. were identified too. The indicators are discussed, exploratory factor analysis versus confirmatory factor analysis which they concede fit indicators. Among the procedures of the study was to generate data and generating an items were also generating the examinee's ability, and generating data rate (1000) were examined, test length (30) item, and Ability distribution (normal) according to Item Response Theory Models (three-parameter) and analysis of data generated depending on the software AMOS 21 and SPSS. The results showed confirming the results of exploratory factor analysis with Confirmatory Factor Analysis for detecting the effectiveness of matching fit indicators. In addition especially the statistical indicators: RMR, RMSEA, IFI, GFI, AGFI. achieve One-dimensional assumption. Which comes confirmation of the indicators of exploratory factor analysis.

Keywords: One-dimensional assumption, exploratory factor analysis, conformity factor analysis, Item Response Theory Models.

المقدمة والإطار النظري

تعد الاختبارات النفسية والتربوية من أكثر أدوات القياس انتشاراً؛ نظراً لما يترتب عليها من اتخاذ القرارات المهمة كالاختبار، والتصنيف، وتشخيص نقاط القوة والضعف، والإرشاد والتوجيه، وكذلك تقويم التحصيل، وغيرها، ولتحقيق ذلك قام علماء القياس بتطوير نظرية للتغلب على الكثير من المشكلات التي واجهتها النظرية الكلاسيكية في القياس، ألا وهي نظرية الاستجابة للفقرة (Item Response Theory, IRT)، التي ارتكزت إلى مجموعة من الافتراضات منها: أحادية البعد (One-dimensional)، والاستقلال الموضعي (Local Independence)، كما تقوم على افتراض وجود متصل السمة، حيث يمكن تقدير

احتمال الإجابة الصحيحة للفرد عن فقرة الاختبار إذا علم موقعه على هذا المتصل، وهذا يعني أن احتمال الإجابة الصحيحة للفرد يزداد بزيادة مقدار هذه السمة الكامنة لديه، وهو ما يسمى بمنحنى الخصائص للفقرة (Item Characteristic Curve, ICC) (Baker, 2001).

ويعد افتراض أحادية البعد من الافتراضات الهامة التي يجب عدم تجاهلها في مجالات القياس والاختبارات المتعددة، وأن عدم الالتزام به يوقع معدي الاختبارات ومطوري المقاييس في العديد من أخطاء القياس التي تنعكس سلباً على النتائج؛ فتقود إلى نتائج غير صحيحة حول معالم الفقرة، ومعلم القدرة للأفراد التي تبنى عليها العديد من القرارات الهامة. على الرغم أن افتراض أحادية البعد يصعب تحقيقه بشكل تام؛ لأنه يفسر وجود قدرة واحدة فقط تفسر أداء الفرد في اختبار ما، إذ أن هناك العديد من العوامل التي تؤثر في استجابة الأفراد كالدافعية والقلق والمستوى المعرفي وغيرها. ويتطلب تحقيق هذا الفرض وجود عامل مسيطر واحد على الاختبار وهو القدرة المقاسة (Allam, 2005).

وقد بين هامبلتون وروفينيل (Hambleton & Rovinelli, 1986) أن مصطلح أحادية البعد هو مفهوم مجرد ليس له تعريف إجرائي محدد، إلا أنه يقصد به أن هناك سمة واحدة فقط في الاختبار يمكن أن تفسر أداء الفرد. وتفترض بعض نماذج السمات الكامنة إلى وجود قدرة واحدة فقط يمكن أن تفسر أداء الفرد في اختبار ما، وتتميز فقرات الاختبار طبقاً لهذه النماذج بأنها لا تختلف فيما بينها إلا من حيث مستوى صعوبتها، ويذكر أن افتراض أحادية البعد يصعب تحقيقه بشكل تام، فهناك العديد من العوامل التي تؤثر في استجابة الأفراد كالدافعية والقلق والناحية المعرفية وغيرها، ويتطلب تحقيق هذا الافتراض وجود عامل مسيطر واحد على الاختبار وهو القدرة المقاسة (Anastasi & Urbina, 1997).

ففي بعض نماذج نظرية استجابة الفقرة Item Response Theory يفترض وجود قدرة واحدة تفسر أداء الأفراد على الاختبار، وهو ما يسمى بنماذج أحادية البعد One-dimensional Models، وبعض النماذج تفترض وجود أكثر من قدرة تفسر أداء الفرد على الاختبار تدعى بنماذج متعددة الأبعاد Multidimensional Models. ومن طرق تصنيف النماذج أحادية البعد هو: ثنائية التدرج (Dichotomous) ومتعددة التدرج (Polytomous)، واستجابات متصلة (Continuous)، (Reckase & Mckinley, 1991;)، (Reckase, 1979)

تعددت نماذج السمات الكامنة الأحادية البعد الثنائية التدرج تبعاً لاختلاف عدد (بارامترات) أو معالم الفقرات وهي كما جاءت في هيولن ودراسكو وباراسونز (Hulin, Drasgow, & Parsons, 1983):

- النموذج أحادي المعلم (نموذج راش) Rasch Model: يعد من أبسط النماذج وأكثرها شهرة، والدالة الرياضية التي تعبر عنه تربط بين احتمال إجابة الفرد إجابة صحيحة عن الفقرة ومعلمة صعوبة الفقرة، ومنحنيات خصائص الفقرة لهذا النموذج تختلف فقط في موقعها على متصل السمة.

- النموذج ثنائي المعلم (نموذج بيرنبوم) Birnbaum Model: وهذا النموذج يسمح للفقرات بأن تختلف في كل من معلم الصعوبة ومعلم التمييز، ولم يأخذ بالاعتبار معلم التخمين كعامل مؤثر على أداء الفرد على الاختبار.
- النموذج ثلاثي المعلم (نموذج لورد) Lord Model: يسمى هذا النموذج اللوغارتمي ثلاثي المعلمة (Three – Parameter Logistic Model (3PL) إذ أضاف معلماً ثالثاً في احتمال توصل الأفراد للإجابة الصحيحة وهو معلم التخمين، ومنحنيات خصائص الفقرة لهذه النماذج تختلف في ميلها (معلم التمييز)، وموقعها على متصل السمة (معلم الصعوبة)، وخط التقارب السفلي لمنحنى خصائص الفقرة (معلم التخمين)، ويعد أكثر النماذج عمومية لأنه يسمح باختلاف معالم الفقرة الثلاثة، وبهذا يجب أن يؤخذ ذلك بعين الاعتبار عند مطابقة البيانات المستمدة من الاختبار لهذا النموذج. وقد عبر عنها هامبلتون وسوميناثان (Hambleton & Swaminathan, 1985) من خلال المعادلة الآتية:

$$P_i(\theta) = c_i + (1 - c_i) \left[\frac{1}{1 + e^{-1.7a(\theta - b_i)}} \right]$$

حيث أن: θ : قدرة الفرد. b_i : معلمة صعوبة الفقرة.

$P_i(\theta)$: احتمال أن الفرد الذي يمتلك القدرة θ أجاب على الفقرة i إجابة صحيحة.

a_i : ميل دالة الفقرة عند النقطة b ، وتشير إلى معلمة تمييز الفقرة .

C_i : خط التقارب السفلي لدالة الفقرة، وهي تشير إلى معلمة التخمين.

وترتكز نماذج السمات الكامنة الأحادية البعد إلى مجموعة من الافتراضات يجب توافرها في البيانات المستمدة من الاختبار وهي: أحادية البعد إذ يقيس الاختبار سمة واحدة فقط، والاستقلال الموضوعي وهو استقلال أداء الفرد على فقرة الاختبار عن أدائه على فقرة أخرى من الاختبار نفسه، منحنى خصائص الفقرة ويمثل مخطط بياني لاحتمالية الإجابة الصحيحة على الفقرة، كما تفترض معظم النماذج المستعملة أن عامل السرعة لا يؤدي دوراً في الإجابة عن الفقرة، واللاتباين ويعني أن معالم الفقرة لا تعتمد على التوزيع الإحصائي للسمة، وأن المعالم التي تصف أداء الأفراد لا تعتمد على فقرات الاختبار كما جاءت في كروكر وألجينا (Crocker & algina, 1986) ولانتهاك افتراض أحادية البعد آثار كبيرة، فقد شدد هامبلتون وسوميناثان (Hambleton & Swaminathan, 1985) على وجوب تحقق افتراض أحادية البعد عند تطبيق نماذج نظرية استجابة الفقرة أحادية البعد، إذ أن انتهاك هذا الافتراض يؤثر بصورة واضحة عند تطبيق المعادلة الخاصة بحساب ارجحية نمط استجابة المفحوصين.

وأكد هبولن ودراسغو ووبارسونز (Hulin, Drasgow, & Parsons, 1983) على ضرورة التحقق من افتراض أحادية البعد، وعند التحقق من ذلك يمكن تطبيق المعادلات الخاصة

لتقدير معالم الفقرات والمفحوصين. فقد يحتوي الاختبار على مجموعة من الفقرات تقيس سمة معينة ويحتوي أيضا على مجموعة فقرات تقيس أخرى، وهكذا. ويوجد العديد من الاختبارات التي تقيس أكثر من سمة، وبذلك ينتهك افتراض أحادية البعد.

وبين ووكر وبرتراس (Walker & Beretras, 2000) أن تطبيق بيانات متعددة الأبعاد في نموذج يفترض أحادية البعد يؤدي إلى زيادة في خطأ القياس، وبالتالي يقود لنتائج غير صحيحة حول معالم الفقرة، ومعلم القدرة للأفراد، ويعطي تقديرا مرتفعا للثبات ودالة معلومات الاختبار. كما أن استخدام نموذج استجابة الفقرة أحادي البعد على بيانات متعددة الأبعاد يعد استنتاجا غير صحيح لتوزيع قدرات المفحوصين على الأبعاد الثانوية. حيث أوضحت دراسة وانج ووانج (Wang & Wang, 2003) أن عدم تحقق افتراض أحادية البعد يؤثر بصورة واضحة في تقدير المعالم المختلفة، وبالتالي دقة هذه التقديرات.

ونظراً لأهمية الموضوع (أحادية البعد) طرح هاتي (Hattie, 1985) خمس مؤشرات تستخدم للكشف عن مدى توفر شرط أحادية البعد وهي:

1. نمط الاستجابة (Answer Patterns): ويتحقق ذلك بإتباع نموذج (جوتمان) في الاستجابة على الفقرات.
2. الاتساق الداخلي أو طريقة الثبات (Reliability): ويقاس من خلال ارتباط الفقرة بالدرجة الكلية، فمعامل الارتباط هنا يعبر عن صدق الفقرة، فالفقرات ذات معامل الارتباط الأعلى ($r = 0.3$)، تستبقى في الاختبار لان هذه الفقرات تؤلف تدرجاً بأعلى اتساق داخلي، وهذا يعطي مؤشراً على قياس سمة أو قدرة واحدة (Nunnally, 1979).
3. تحليل المكونات الرئيسية (Principal Components Analysis): تقوم فكرة تحليل المكونات الأساسية على إنشاء مجموعات خطية يطلق عليها المكونات الرئيسية للحد من البيانات أو تخفيضها. ومنها:
 - نسبة التباين المفسر للعامل الأول: أشار ريكاس (Reckase, 1979) إلى أنه إذا كانت نسبة التباين المفسر للعامل الأول (20%) من التباين الكلي دل على أحادية البعد.
 - نسبة الجذر الكامن الأول إلى الجذر الكامن الثاني: وقد حدد جلورفيلد (Glorfeld, 1995) النسبة بحيث تكون أكبر أو تساوي 2 للدلالة على أحادية البعد.
 - التمثيل البياني لقيم الجذور الكامنة: وهو رسم خاص للجذور الكامنة يوضح من خلاله المكونات الداخلة في التحليل.
4. مطابقة البيانات لأحد نماذج السمات الكامنة (Latent Trait Models): يوجد مؤشرات تعتمد على نماذج السمة الكامنة أحادية المعلم وثنائية المعلم، وتقاس جودة الفقرة بمدى ملائمتها للنموذج، باستخدام إحصاءات الملائمة (Greene, 1993).

5. التحليل العاملي (Factor Analysis): هو طريقة إحصائية تعمل على تلخيص عدد من المتغيرات لعدد أقل يعرف بالعوامل، حيث كل مجموعة من المتغيرات ترتبط بعامل واحد فقط بواسطة دالة ارتباط عالية فيما بينها وضعيفة مع الأخرى، على أن تفسر أكبر نسبة ممكنة من التباين للمتغيرات الأصلية. وينظر إلى العوامل على أنها محاور يتم تدويرها بهدف جعل العلاقات بين المتغيرات وبعض هذه العوامل أقوى ما يمكن. ويوجد عدة طرق لتدوير المحاور؛ أما أن يكون التدوير متعامداً بفرض استقلالية العوامل أو مائلاً بفرض عدم استقلالية العوامل، من أكثرها شيوعاً طريقة تعظيم التباين المعروفة باسم (Varimax) وهي طريقة تدوير تتميز بأنها تحافظ على خاصية الاستقلال بين العوامل. وهذا يعني هندسياً بقاء المحاور أثناء عملية التدوير متعامدة. وهناك طريقة أخرى تسمى (Quartimax) تسمح بوجود عوامل مائلة مترابطة. ويكون الغرض من أي عملية تدوير هو الحصول على صورة لقيم التشعب على العوامل لإنتاج مصفوفة العوامل لإجراء التحليلات الإحصائية الخاصة. ويطلق على هذا الأسلوب: أسلوب بالتحليل العاملي الاستكشافي (Exploratory Factor Analysis) (Stevens, 2002).

وهناك أسلوب آخر يطلق عليه التحليل العاملي التوكيدي (Confirmatory Factor Analysis) الذي يمكن الباحث من تحديد عدد العوامل مسبقاً ووضع فرضيات تتعلق بنمط قيم التشعب للمتغيرات. وعادة يستخدم للحد من خطأ القياس من خلال عدد من المؤشرات (مؤشرات جودة المطابقة) لكل متغير، والقدرة على اختيار النماذج لإختيار النموذج الأنسب من بين عدد من النماذج البديلة لمطابقة البيانات للنماذج المقترحة (Bollen, 1990).

ويعد التحليل العاملي التوكيدي أحد تطبيقات نموذج المعادلة البنائية (Structural Equation Modeling (SEM)، الذي يتيح الفرصة لتحديد واختبار صحة وصدق نماذج معينة للقياس يتم بناؤها في ضوء أسس نظرية سابقة منفق عليها. وتتمثل الإجراءات المتبعة في أسلوب التحليل العاملي التوكيدي في تحديد النموذج المقترح مسبقاً في ضوء أطر نظرية، وهو النموذج البنائي المفترض والذي يتكون من مجموعة من المتغيرات كما جاءت في تومبتي (Timothy, 2006):

1. المتغيرات الكامنة (Latent Variable)، المنوي دراستها في النموذج.
2. المتغيرات الخارجية (Exogenous Variable) أو المتغيرات المستقلة: وتمثل الأبعاد المفترضة للقياس وهي تعامل بشروط ثابتة، وتعتبر مستقلة عن أخطاء القياس.
3. المتغيرات الداخلية (Endogenous Variable): والتي تمثل العبارات الخاصة بكل بعد أو الأبعاد الخاصة بكل عامل عام ويتم تحديد قيمها في النموذج.

وفي التحليل العاملي التوكيدي يتم حساب كافة الارتباطات بين المتغيرات الداخلية والخارجية ويتم تشكيل مصفوفة معاملات الارتباط التي من خلالها يتم حساب مصفوفة التباين وفي ضوء افتراض التطابق بين مصفوفة التباين للمتغيرات الداخلة في التحليل والمصفوفة

المفترضة (المقترحة) من قبل النموذج، ينتج العديد من المؤشرات على جودة هذه المطابقة؛ وعلى أساسها يتم قبول النموذج المفترض للبيانات أو رفضه، وتعرف تلك المؤشرات بمؤشرات جودة المطابقة (Indicator Fit Index) (Greene, 1993).

ويعد نموذج المعادلة البنائية من المواضيع الواسعة التي تظهر في معظم المجالات النفسية والاقتصادية، وهي عائلة من التقنيات الإحصائية تضم تحليل المسار والتحليل العاملي التوكيدي، تتميز باحتوائها عدد كبير من المؤشرات، تقوم أساساً على التباينات المشتركة. وينهج نموذج المعادلة البنائية مناهج عدة لخصها بنتلر (Bentler, 1987) بالآتي:

1. المنحى التوكيدي الصارم: وهو نهج فيه نوع من التشدد والصرامة يستخدم جودة المطابقة باستخدام إجراءات المعادلة البنائية لتحديد نمط الفروق بين التباينات والتغايرات للبيانات.
2. منحى النماذج البديلة: وتستخدم لفحص اثنين أو أكثر من النماذج السببية، وهنا يتم اختبار النموذج الأكثر تطابقاً مع البيانات.
3. منحى النماذج المتطورة: وعادة تجمع النماذج البنائية المتطورة بين الأغراض الاستكشافية والتوكيدية، وهو النهج الأكثر شيوعاً في الأدب النظري.

وتأتي مؤشرات جودة المطابقة كما جاءت في تومبتي على هذا النحو (Timothy, 2006):

النسبة بين قيمة (χ^2) ودرجات الحرية (df)

يؤكد هوبر وكوهلان ومولن (Hooper, Coughlan & Mullen, 2008) انه إذا كانت النسبة بين (5 و 2) دليل ضعف النموذج، وأقل من (2) يعني أن النموذج مطابقاً بصورة كبيرة للبيانات، وهذا مقبول في حالة العينات كبيرة الحجم (التي تزيد عن 400)، حيث تتأثر هذه القيمة بحجم العينة، ويرى بايرن (Byrne, 1998) أن النسبة ($\text{ratio} > 2.00$) مؤشر على عدم مطابقة النموذج للبيانات. وتستخدم المعادلة التالية كما جاءت في بنتلر وبونت (Bentler & Bonett, 1980):

$$(\chi^2 / df) = \frac{\sum (O_i - E_i)^2}{df \cdot E_i}$$

حيث: O_i : القيم الملاحظة، E_i : القيم المتوقعة، df: درجات الحرية.

مؤشرات المطابقة المطلقة (Absolute Fit Indexes)

وتشمل المؤشرات الآتية كما لخصها كل من بنتلر وبونت (Bentler & Bonett, 1980).

1. مؤشر حسن المطابقة (GFI) Goodness of Fit Index

ويقيس هذا المؤشر مقدار التباين في المصفوفة المحللة عن طريق النموذج المقترح، وتتراوح قيمته بين (1,0) وتشير القيم المرتفعة إلى تطابق أفضل للنموذج مع بيانات العينة. وقد طور هذا المؤشر ليتحرر من تعقيد النموذج ويعرف بمؤشر حسن المطابقة المعدل لدرجات الحرية Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI). ويعطى بالمعادلات الآتية:

$$GFI = 1 - (V_{\text{residual}} / V_{\text{total}})$$

حيث أن: V_{residual} : تباين البواقي في مصفوفة التباين، V_{total} : التباين الكلي.

$$AGFI = 1 - (1 - GFI) \frac{d_b}{d}$$

حيث أن: (d) درجات الحرية للنموذج المقترح، (d_b) درجات الحرية للنموذج الصفري؛ والنموذج الصفري: نموذج تم بناءه تبعاً للفرضية الصفريّة بصورة افتراضية داخل البرمجية.

2. مؤشر حسن المطابقة المتشدد (PGFI : parsimony goodness of fit index)

وهو مؤشر معدل من (GFI) بدرجات الحرية وهو متشدد كثيراً لأنه يشير إلى عدد المعلمات المقدرة اللازمة لتحقيق مستوى معين لمطابقة النموذج المقترح، لذا تكون قيمته المحسوبة قليلة، إلا أنها تبقى محصورة بين (1,0)، وتشير القيمة المرتفعة إلى تطابق أفضل للنموذج مع بيانات العينة ويعطى بالمعادلة الآتية تبعاً لمولاك وآخرون (Mulaik, et al. 1989):

$$PGFI = GFI \frac{d}{d_b}$$

3. مؤشر جذر مربعات الأخطاء (RMR) Root Mean Square Residual

وهو الجذر التربيعي لمتوسط مربع البواقي لمصفوفة التباين المشترك للنموذج الملاحظ وللنموذج الضمني، وكلما كانت قيمته قريبة من الصفر دل على أفضل تطابق، والقيم المقبولة تتراوح بين (0.05-0.08)، ويعطى بالمعادلة الآتية:

$$RMR = \sqrt{\frac{G}{\sum_{g=1}^G \left\{ \sum_{i=1}^{p_g} \sum_{j=1}^{k_i} (\hat{s}_{ij}^{(g)}) - \sigma_{ij}^{(g)} \right\}} / \sum_{g=1}^G p_g^{*(g)}}$$

حيث أن: σ_{ij} : التباين المشترك لمصفوفة النموذج المتوقع. \hat{s}_{ij} : التباين المشترك لمصفوفة النموذج الملاحظ. i, j : تشير إلى عدد البيانات الداخلة في التحليل في كلا المصفوفتين. ويشير الرمز g إلى عدد المجموعات الداخلة في التحليل ($g = 1, 2, \dots, G$).

$$d_b = \sum_{\varepsilon=1}^G p^{*(\varepsilon)}$$

: درجات الحرية للنموذج الصفري.

4. مؤشر جذر متوسط مربع الخطأ التقريبي Root Mean square Error of Approximation (RMSEA):

وهو من أهم مؤشرات جودة المطابقة، ويعتبر أكثر ملائمة للعينات الكبيرة التي تزيد عن (200) مخصص، وكلما صغرت قيمته دل على التطابق الأكبر، وإذا كانت محصورة بين (0.05، 0.08) دل ذلك على أن النموذج مطابق بدرجة معينة لبيانات العينة أما إذا زادت قيمته عن (0.08) فيتم رفض النموذج. وتعطى المعادلة على النحو الآتي كما جاءت في بنتلر وبونت (Bentler & Bonett, 1980):

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (F_i - O_i)^2}$$

حيث أن: F_i : القيم المتوقعة، O_i : القيم الملاحظة او المشاهدة، N : عدد القيم المتوقعة والملاحظة.

مؤشرات المطابقة المتزايدة (Incremental Fit Index)

وهي تعتمد في تقديرها على مقارنة النموذج المقترح مع النموذج الصفري، ويشتمل هذه المؤشرات كما لخصها كل من بنتلر وبونت (Bentler & Bonett, 1980):

1. مؤشر المطابقة المعياري Normed Fit Index (NFI)

يتم من خلاله مقارنة النموذج المقترح بالنموذج الصفري، وتشير القيمة (أكثر من 0.95) إلى تطابق أفضل للنموذج مع البيانات. ويعطى بالعلاقة الآتية:

$$NFI = \frac{\chi^2(\text{Null Model}) - \chi^2(\text{Proposed Model})}{\chi^2(\text{Null Model})}$$

Null Model: النموذج الصفري. Proposed Model: النموذج المقترح من قبل الباحث.

2. مؤشر المطابقة النسبي Relative fit index (RFI)

من المؤشرات المعدلة لدرجات الحرية للمؤشر NFI. وتشير القيم (أكبر من 0.90) إلى تطابق البيانات مع النموذج أما إن كانت أكبر من (0.95) تشير إلى أفضل تطابق. والقيمة واحد صحيح إلى التطابق التام.

3. مؤشر المطابقة المقارن (CFI) Comparative Fit Index

وتشير القيمة المرتفعة إلى تطابق أفضل للنموذج مع بيانات العينة. وتعطى بالمعادلة الآتية:

$$CFI = \frac{d(\text{Null Model}) - d(\text{Proposed Model})}{d(\text{Null Model})}$$

حيث أن: $d = \chi^2 - df$ ، degrees of freedom : درجات الحرية للنموذج.

4. مؤشر توكر لويس (TLI) or Non-Normed Fit Index NNFI

ويطلق عليه أيضا مؤشر المطابقة غير المعياري NNFI، وتشير القيم الأكبر من (0.95) إلى أفضل تطابق، ويعطى بالمعادلة الآتية تبعاً ل كيني و كانسكان وماكوش (Kenny, Kaniskan, and McCoach , 2011):

$$TLI = \frac{\chi^2/df(\text{Null Model}) - \chi^2/df(\text{Proposed Model})}{\chi^2/df(\text{Null Model}) - 1}$$

5. مؤشر المطابقة المتزايد (IFI) Incremental Fit Index

وتشير القيمة (أكبر من 0.9) إلى تطابق أفضل للنموذج مع بيانات العينة. وتعطى بالمعادلة الآتية:

$$IFI = \frac{\chi^2(\text{Null Model}) - \chi^2(\text{Proposed Model})}{\chi^2(\text{Null Model}) - df(\text{Proposed Model})}$$

ويوضح الجدول (1) ملخصاً لكافة مؤشرات جودة المطابقة تبعاً للاسم والرمز وعلامة القطع المتفق عليها في الأدب النظري بقبول النموذج من رفضه حسب ما جاء في هيو و بنتلر (Hu & Bentler, 1998).

جدول (1): مؤشرات جودة المطابقة المستخدمة في التحليل العاملي التوكيدي.

اسم المؤشر	الرمز	علامة القطع للمطابقة الجيدة
مؤشر مربع كاي Relative χ^2 / df	χ^2 / df	2:5 غير مطابق أقل من 2 مطابق قريب من 1 مطابق تماماً
مؤشر حسن المطابقة Goodness of Fit Indexes	GFI	أكبر من 0.95

...تابع جدول رقم (1)

علامة القمع للمطابقة الجيدة	الرمز	اسم المؤشر
أكبر من 0.95	AGFI	مؤشر حسن المطابقة المعدل Adjusted Goodness of Fit Indexes
بين 0.90 و 0.95	PGFI	مؤشر حسن المطابقة المتشدد Parsimony Goodness of Fit Indexes
القيمة أقل من 0.05	RMR	مؤشر جذر متوسط مربع البواقي The Root-mean-square Residual
بين 0.03 - 0.07 تطابق ممتاز أقل من 0.01 تطابق تام	RMSE A	مؤشر جذر متوسط مربع الخطأ التقريبي The root-mean-square error of approximation
بين 0.90 و 0.95 مطابق أكبر من 0.95 مطابق بصورة كبيرة	NFI	مؤشر المطابقة المعياري Normed Fit Index
أكبر من 0.90	RFI	مؤشر المطابقة النسبي Relative Fit Index
أكبر من 0.95 أو 0.9	CFI	مؤشر المطابقة المقارن Comparative Fit Index
أكبر من 0.95 أو 0.9	TLI	مؤشر توكر لويس Tucker-Lewis index
أكبر من 0.95 أو 0.9	IFI	مؤشر المطابقة المتزايد Incremental Fit Index
أكبر من حجم العينة المحدد	Hoelter's	مؤشر هولتر لجودة المطابقة بمستوى 0.05 Hoelter's (1983) 'critical N' for a significance level of .05

ويؤكد كيني (Kenny, 2012) على وجود عدة عوامل تؤثر في جودة المطابقة وهي: عدد المتغيرات الداخلة في النموذج، درجة تعقيد النموذج، وحجم العينة، و التوزيع الطبيعي للبيانات، وطول الاختبار.

الدراسات السابقة

يعد موضوع افتراض أحادية البعد من المواضيع الهامة جدا وخاصة في مجال قياس السلوك الإنساني والنفسي وأثره واضح على العديد من الاختبارات والمقاييس فتعددت الدراسات حوله. وبعد التقصي والبحث تبين انه لم يتم إجراء أي بحث عربي يهتم بفاعلية المؤشرات

المستخدمة في الكشف عن أحادية البعد ضمن إجراءات التحليل العاملي التوكيدي مقابل التحليل العاملي الاستكشافي، وقد تم عرضها حسب تواريخ نشرها كما يأتي:

من الدراسات الرائدة للمقارنة بين أساليب قياس افتراض أحادية البعد الدراسة التي أجراها هامبلتون ورفينلي (Hambleton & Rovinelli, 1986) لتقييم افتراض أحادية البعد لمجموعة من فقرات الاختبار تناولت المقارنة بين أربع طرق في الكشف عن افتراض أحادية البعد وهي: التحليل العاملي الخطي، تحليل البواقي، التحليل العاملي اللاخطي، وطريقة بيجار، وقد توصلت الطرق الأربعة لنتائج متناقضة عن افتراض أحادية البعد، فقد أظهر التحليل العاملي الخطي ضعفاً في تقدير أحادية البعد في البيانات، أما طريقتي تحليل البواقي وبيجار لم تستطعا الكشف عن افتراض أحادية البعد بنجاح، في حين كانت طريقة التحليل العاملي غير الخطي أكثر نجاحاً في الكشف عن افتراض أحادية البعد.

وقام كيرسي وهسو (Kirisci & Hsu, 1995) بدراسة حول قوة برنامج (BILOG)، عند انتهاك افتراض أحادية البعد لفقرات الاختبار والتوزيع الطبيعي للقدرة، تم استعمال النموذج الثلاثي المعلم المتعدد الأبعاد، تبعاً لتغير: أبعاد الاختبار، وشكل توزيع القدرة، ودرجة الارتباطات الداخلية بين القدرات. افترض ثلاث توزيعات للقدرة: الطبيعي وملتو التواء موجب وتوزيع منبسط. تم توليد الاستجابات على الفقرات بواقع (1000) فرد، واستخدم جذر متوسط مربع الأخطاء (RMSE) للحكم على أحادية البعد. أظهرت النتائج بأن الاختبار أحادي البعد قدم نتائج أفضل في تقدير معلمة التمييز ومعلمة الصعوبة للفقرة، وكان أقل دلالة في الاختبار ثلاثي الأبعاد، على العكس من الاختبار ثلاثي الأبعاد الذي أنتج تقديرات أفضل في تقديره لمعلمة التخمين للفقرة.

وفي دراسة أجراها وانج ووانج (Wang & Wang, 2003) هدفت للتعرف على أثر تقدير معالم أحادية البعد المشتقة من بيانات ثنائية البعد، وثلاثية البعد، على تقديرات معالم نموذج راش الأحادي، وعالجت الدراسة أربعة عوامل وهي: أبعاد السمة (أحادي البعد، ثنائي البعد، ثلاثي البعد)، حجم عينة المفحوصين المستخدمة (500، 1000، 2000)، وأعتمد الباحث على مؤشر جذر الخطأ التقريبي (RMSEA) للكشف عن افتراض أحادية البعد. أظهرت نتائج الدراسة أن عدم تحقق افتراض أحادية البعد يؤثر على دقة تقدير المعالم، وتوصلت النتائج لوجود أثر قليل لحجم العينة على جذر متوسط مربع الأخطاء، ولم تظهر أي دلالة لأبعاد السمة (أحادي البعد، ثنائي البعد، ثلاثي البعد) على افتراض أحادية البعد.

في دراسة أجراها مكجيل (McGill, 2009) حول الطرق الاختبارية للتحقق من أحادية البعد باستخدام التحليل للمركبات الرئيسية في ظل نظرية السمات الكامنة. اعتمد فيها الباحث على البيانات المولدة، واستخدم المؤشرات الآتية للتحقق من افتراض أحادية البعد: مؤشر كيزار، النسبة المئوية لنسبة التباين (greater than 50%, 40%, or 20%)، نسبة الجذور الكامنة، طريقة كلي، بالإضافة إلى مؤشر جديد استحدثه الباحث نفسه وأسماه باسمه. وقد درس الباحث عدداً من العوامل وهي طول الاختبار: (20, 40, 60) فقرة، وحجم العينة

أكثر فاعلية بزيادة عدد المفحوصين مع نقصان حساب الخطأ من النوع الأول، وقد كان ضعيف الكشف بنقصان أعداد المفحوصين. وتلتها قوة طريقة الجذور الكامنة، ولم يزود أثر تغيير حجم الاختبار أي دلالة إحصائية حول افتراض أحادية البعد.

في دراسة لكارون ومايكل وكالن (Karon, Michael & Kallen, 2009) بعنوان دراسة مطابقة: أثر عدد الفقرات وتوزيع البيانات على المحكات التقليدية في تقييم أحادية البعد لنماذج استجابة الفقرة. اعتمد الباحث فيها على البيانات المولدة باستخدام برنامج WinGen2، تم اعتماد المؤشرات التالية: جذر الخطأ التقريبي (RMSEA)، ومؤشر توكر لوييس (TLI)، مؤشر المطابقة المتزايد (IFI)، ومؤشر المطابقة المعياري (NFI)، ومؤشر المطابقة المقارن (CFI)، للكشف عن افتراض أحادية البعد. أظهرت النتائج فاعلية مؤشر توكر لوييس ومؤشر المطابقة المعياري في حالة الحجم الكبير للفقرات، والتوزيع الملتوي لقدرات الأفراد، كما أظهر مؤشر المطابقة المقارن تحسناً بسيطاً حيال أعداد الفقرات المنخفضة، إلا أنه لم يكشف عن أثر حجم الفقرات على أثر تعدد الأبعاد.

وفي دراسة لسوزان وسلوكم و برونو وزومبو (Suzanne, Slocum, Bruno & Zumbo, 2010) حول تقييم افتراض أحادية البعد في المقاييس النفسية باستخدام معايير متعددة في التحليل العاملي، واعتمد الباحثون فيها على المؤشرات الآتية: مربع كاي (χ^2)، الجذر التربيعي لمتوسط الخطأ التقريبي، والجذور الكامنة، والتحليل المتوازي، ونسبة تباين الشيوخ. وتم الاعتماد على البيانات المولدة تبعاً لنظرية استجابة الفقرة تحت ظروف مختلفة من حجم العينة وتوزيع البيانات، أظهرت النتائج أنه لا يوجد طريقة فاعلة للمفاضلة بينها جميعاً في الكشف عن افتراض أحادية البعد، إلا أنها أبدت ضعفاً واضحاً في حالة الحجم الصغيرة، وكان تباين الشيوخ متدنياً في حالة الالتواء السالب لقدرات المفحوصين.

وفي دراسة أجرتها Alhawari & Alshafei (2015) حول التحقق من فاعلية مؤشرات الكشف عن افتراض أحادية البعد وفق نماذج نظرية استجابة الفقرة، في ضوء تغير طول الاختبار وشكل توزيع القدرة، اعتمد الباحثان بيانات مولدة بواقع (1000) مفحوص لكافة متغيرات الدراسة؛ من حيث طول الاختبار (15، 30، 60) فقرة، وشكل توزيعات القدرة (طبيعية، ملتو التواء موجباً وملتو التواء سالباً)، وفق نموذج استجابة الفقرة (أحادي المعلمة، وثنائي المعلمة، وثلاثي المعلمة)، كما استخدم الاختبار مربع كاي (χ^2) لحسن المطابقة للكشف عن فاعلية مؤشرات جودة المطابقة. أظهرت النتائج أن طول الاختبار (30) فقرة حقق تطابقاً بين النموذج المقترح والبيانات المولدة. وأظهرت المؤشرات الإحصائية (RMR، GFI، AGFI)، فاعليتها في الكشف عن افتراض أحادية البعد. كما وجد أن شكل توزيع القدرة الملتوي التواء سالباً والتواء موجباً يحققان افتراض أحادية البعد، كما أشارت النتائج إلى فاعلية المؤشر (RMR) في حالة البيانات المولدة من النموذج اللوجستي ثلاثي المعلم.

التعليق على الدراسات السابقة

يتبين من الدراسات السابقة أن الاهتمام بافتراض أحادية البعد دليل على أهمية هذا الافتراض لما له من أثر كبير في تطوير المقاييس والاختبارات، ويلاحظ أن انتهاك افتراض أحادية البعد يؤثر على الخصائص الإحصائية لل فقرات التي يجري تحليلها باستخدام النماذج الرياضية المختلفة التي ترتبط بنظرية استجابة الفقرة. حيث يتضح من خلال الدراسات السابقة اعتمادها على عدد قليل من المؤشرات في تحققها من افتراض أحادية البعد، كما هو الحال في دراسة كل من مكجيل (McGill,2009)، وسوزان وسلوكم و برونو وزومبو (Suzanne L. Slocum-Gori • Bruno D. Zumbo,2010)، ودراسة كل من هامبلتون وروفينيل (Hambleton & Rovinelli,1986)، التي اعتمدت بشكل رئيسي على التحليل العاملي ومربع كاي والجزر التربيعي لمربع الخطأ التقريبي، ولم تكشف أغلب الدراسات السابقة عن فاعلية تلك المؤشرات المستخدمة للتحقق من افتراض أحادية البعد.

مشكلة الدراسة وأسئلتها

يعد افتراض أحادية البعد من الافتراضات الهامة التي يجب عدم تجاهلها في مجالات القياس والاختبارات المتعددة، وأن عدم الالتزام بها يوقع معدي ومطوري الاختبارات في العديد من أخطاء القياس التي تنعكس سلباً على النتائج؛ فتقود إلى نتائج غير صحيحة حول معالم الفقرة، ومعلم القدرة للأفراد التي تبني عليها العديد من القرارات الهامة، فيقع على كاهلهم ضرورة التأكد من أبعاد الاختبار والسمات التي يجب أن يكشف عنها قبل بنائها. من هنا كان لا بد من التأكيد على افتراض أحادية البعد وأهميته للتحقق من صدق البناء وموضوعية القياس. وهذا يعود بالنفع على المؤسسات العلمية المختلفة التي تهتم ببناء الاختبارات المختلفة وكذلك البحوث العلمية التي تتعلق بأعراض القياس المختلفة. وتحديدًا أنت هذه الدراسة لتلقي الضوء على مؤشرات الكشف عن افتراض أحادية البعد باستخدام التحليل العاملي الاستكشافي مقابل التحليل العاملي التوكيدي، كدراسة مقارنة، وذلك من خلال الإجابة عن السؤالين التاليين:

السؤال الأول: هل تختلف فاعلية مؤشرات الكشف عن افتراض أحادية البعد تبعاً لنوع التحليل المستخدم؟

السؤال الثاني: ما هو التحليل الأكثر فاعلية في الكشف عن افتراض أحادية البعد؟

أهمية الدراسة

تأتي أهمية هذه الدراسة من أهمية افتراض أحادية البعد نفسه في مجال الاختبارات والمقاييس المختلفة كأحد الافتراضات الضرورية الواجب التأكد منها، لذا تسعى هذه الدراسة للتحقق من افتراض أحادية البعد الذي يؤكد على قياس بعد واحد وتفسير سمة واحدة تتعلق بمقياس لقدرة واحدة، وهذا يساعد على إيجاد المقياس الصحيح والذي من خلاله يمكن الكشف عن السمة بدقة وعناية، كما ويساعد تحقيق افتراض أحادية البعد على إمكانية بناء صور متعددة للمقاييس من خلال معاييرها ومعادلتها، لضمان صدق المقياس وفاعليته، وتكمن أهميتها في

التحقق من افتراض أحادية البعد باستخدام التحليل العاملي الاستكشافي مقابل التحليل العاملي التوكيدي، وخاصة أنه لم يتم استخدام إلا عدد قليل من المؤشرات التي لم تكشف بدقة عن افتراض أحادية البعد.

أهداف الدراسة

تهدف الدراسة لإيجاد المؤشرات الفاعلة للكشف عن أحادية البعد بصورة واضحة وبالتالي خدمة صانعي الاختبارات وتسهيل مهمتهم في استخدام المؤشر الأكثر فاعلية في الكشف عن الاختبارات المناسبة للأهداف المناسبة. كما تمكن معدي الاختبارات من بناء مقاييس تتمتع ببعد واحد قادرة على قياس القدرة الواحدة.

تعريف المصطلحات

تعتمد الدراسة التعريفات الآتية لمصطلحاتها:

افتراض أحادية البعد: وجود قدرة واحدة فقط تفسر أداء الفرد في اختبار ما وتتميز فقرات الاختبار طبقاً لذلك بأنها لا تختلف فيما بينها إلا من حيث مستوى صعوبتها، بمعنى أنه إذا كانت التوزيعات المشروطة لدرجات الاختبار عند مستوى قدرة معين لمجموعات فرعية عدة متطابقة فإن الاختبار يكون أحادي البعد.

التحليل العاملي الاستكشافي: تقنية إحصائية يتم من خلالها تقليص العوامل المترابطة إلى أقل عدد ممكن من العوامل غير المترابطة والتي تفسر السلوك.

التحليل العاملي التوكيدي: تقنية إحصائية تتيح الفرصة لتحديد واختبار صحة نماذج معينة للقياس، وتتمثل الإجراءات المتبعة فيها في تحديد النموذج المقترض، وفي ضوء افتراض التطابق بين مصفوفة التباين للمتغيرات الداخلة في التحليل والمصفوفة المقترضة من قبل النموذج، ينتج العديد من المؤشرات على جودة المطابقة والتي يتم من خلالها قبول النموذج المقترض للبيانات أو رفضه في ضوءها (Baker, 2001).

منهجية الدراسة وإجراءاتها

المتغيرات المستقلة

مؤشرات التحليل العاملي الاستكشافي، ومؤشرات التحليل العاملي التوكيدي.

المتغير التابع

وهو المؤشر الإحصائي المستخدم في الكشف عن افتراض أحادية البعد.

مجتمع الدراسة

تكون مجتمع الدراسة من البيانات المولدة تبعاً للنموذج استجابة الفقرة (ثلاثي المعلم)، إذ تم توليد مجموعة من الفقرات بواقع (30) فقرة، واستجابات (1000) فرد، وتوليد تقديرات لقدرات

الأفراد وإخضاعها للتحليل الإحصائي باستخدام برنامج (WINGEN) من توزيع طبيعي بوسط حسابي يساوي صفراً وانحراف معياري يساوي واحد، ولجميع متغيرات الدراسة؛ من حيث: نوع المؤشر المستخدم (التحليل العاملي الاستكشافي، التحليل العاملي التوكيدي). وتسمى هذه القدرات بالقدرات الحقيقية للأفراد، ويوضح الجدول (2) الإحصائيات الوصفية لمعلم القدرة تبعاً لشكل التوزيع.

جدول (2): الإحصاءات الوصفية للقدرة الحقيقية.

توزيع القدرة	القيمة الصغرى	القيمة العظمى	الوسط الحسابي	الانحراف المعياري	الالتواء	التفطح
طبيعي	-3.031	3.83	-0.029	0.982	-1.01	.112

يلاحظ من الجدول (2) أن قيمة القدرة تراوحت ضمن المدى المطلوب عندما توزعت القدرة بشكل طبيعي. وتبعاً للنموذج (ثلاثي المعلم)، ويمثل الجدول (3) ملخصاً للإحصاءات الوصفية لمعالم الفقرات تبعاً لشكل التوزيع.

جدول (3): الإحصاءات الوصفية لمعلمة الصعوبة والتميز والتخمين للنموذج ثلاثي المعلم.

عدد الفقرات	المعلمة	القيمة الصغرى	القيمة العظمى	المتوسط الحسابي	الانحراف المعياري	الالتواء	التفطح
30	B	-1.983	1.389	-0.091	0.88	-0.391	-0.232
	A	0.633	4.27	1.584	0.85	1.367	1.863
	C	0.203	0.293	0.247	0.03	0	-1.106

حيث تشير (b) إلى معلمة الصعوبة، وتشير (a) إلى معلمة التمييز، وتشير (c) إلى معلمة التخمين. يلاحظ من الجدول (3) أن قيم معالم الفقرات ضمن المدى المطلوب لجميع متغيرات الدراسة. وتم تكرار التحليل الإحصائي لاستجابات المفحوصين على الفقرات لخمس مرات متتالية لضمان ثبات القيم كما جاءت في هاتي وكيرسي وهسو (Hattie, 1985, Kirisci & Hsu, 1995). وتم الحصول على الإحصائيات الوصفية (المتوسط الحسابي والانحراف المعياري وعدد أفراد العينة)، لاستجابة الأفراد عن الفقرات المولدة وهي كما في الجدول (4):

جدول (4): الإحصائيات الوصفية لاستجابة الأفراد.

الفقرة	الوسط الحسابي	الانحراف المعياري	عدد الأفراد
i1	0.64	0.480	1000
i2	0.62	0.485	1000
i3	0.61	0.489	1000
i4	0.84	0.370	1000

...تابع جدول رقم (4)

عدد الأفراد	الانحراف المعياري	الوسط الحسابي	الفقرة
1000	0.500	0.51	i5
1000	0.482	0.64	i6
1000	0.353	0.85	i7
1000	0.495	0.57	i8
1000	0.369	0.84	i9
1000	0.367	0.84	i10
1000	0.484	0.63	i11
1000	0.468	0.68	i12
1000	0.496	0.56	i13
1000	0.500	0.51	i14
1000	0.500	0.47	i15
1000	0.500	0.49	i16
1000	0.491	0.41	i17
1000	0.450	0.72	i18
1000	0.466	0.68	i19
1000	0.429	0.76	i20
1000	0.456	0.71	i21
1000	0.500	0.49	i22
1000	0.436	0.75	i23
1000	0.414	0.78	i24
1000	0.469	0.67	i25
1000	0.486	0.62	i26
1000	0.492	0.41	i27
1000	0.486	0.62	i28
1000	0.495	0.43	i29
1000	0.374	0.83	i30

عرض النتائج ومناقشتها

للإجابة عن السؤال الأول والذي ينص على: هل تختلف فاعلية مؤشرات الكشف عن افتراض أحادية البعد تبعاً لنوع التحليل المستخدم؟ تم حساب كافة المؤشرات المتعلقة بكل تحليل منها، وكانت النتائج المتعلقة بمؤشرات التحليل العاملي الاستكشافي لمقياس (KMO) و (Bartlett) للدائرية كما هي في الجدول (5):

جدول (5): قيمة قياس *KMO* و *Bartlett* للدائرية.

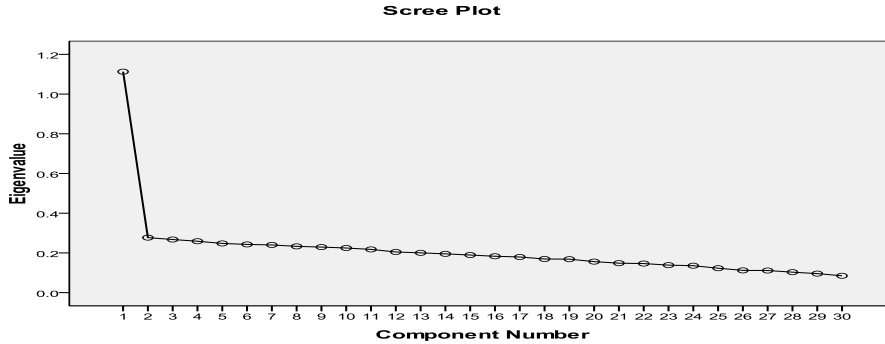
0.920	محك كيزر Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy	
3660.809	مربع كاي التقريبي	اختبار بارتليت للدائرية
435	درجات الحرية	
0.0001	الاحتمالية الإحصائية Sig	

حيث كان مؤشر (KMO) يساوي (0.920)، وهو أكبر من (0.50). وهذا دليل على مدى كفاية عدد أفراد العينة وكفايتها للتحليل، أما فيما يتعلق باختبار (Bartlett) للدائرية (sphericity) فقد كانت قيمته (0.0001). وهذا مؤشر للعلاقة بين المتغيرات إذ أن مستوى الدلالة لهذه العلاقة أقل من (0.50)، وهذا يعني أن هذه العلاقة دالة إحصائياً. وباستخدام طريقة تحليل المكونات (Principal Components) تم الحصول على قيم التباين المفسر لكل فقرة من الفقرات كما هي معروضة في الجدول التالي (6):

جدول (6): قيم التباين الكلي المفسر.

المستخلص Extraction Sums of Squared Loadings			البداية Initial Eigenvalues ^a			العوامل
التراكمي %	% التباين	الكلي	التراكمي %	% التباين	الكلي	
17.393	17.393	1.113	17.393	17.393	1.113	1
21.723	4.331	0.277	21.723	4.331	0.277	2
25.904	4.181	0.268	25.904	4.181	0.268	3
29.951	4.047	0.259	29.951	4.047	0.259	4
33.824	3.873	0.248	33.824	3.873	0.248	5
37.620	3.796	0.243	37.620	3.796	0.243	6
41.373	3.753	0.240	41.373	3.753	0.240	7
45.016	3.643	0.233	45.016	3.643	0.233	8
48.603	3.586	0.229	48.603	3.586	0.229	9
52.115	3.513	0.225	52.115	3.513	0.225	10
55.518	3.402	0.218	55.518	3.402	0.218	11
			58.718	3.201	0.205	12

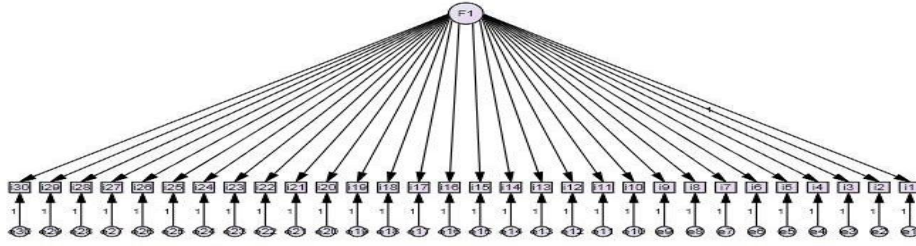
يتضح من الجدول (6) وباستخدام طريقة تحليل المكونات تم الحصول على قيم التباين المفسر. وكانت قيمة الجذر الكامن للعامل الأول يساوي (1.113) وهو أعلى من واحد صحيح أما بقية الجذور كانت أقل من واحد صحيح وعليه لا يعتمد إلا العامل الأول. وعند حساب نسبة العامل الأول إلى العامل الثاني كانت (4.01) وهذا يتفق مع النسبة التي يجب أن تكون أكبر من (2)، وهذا يشير إلى وجود بعد واحد يفسر قدرة الفرد. وعند رسم الرسم البياني تبين وجود عامل واحد وبعدها أصبحت قيم الجذور الكامنة شديدة الانحدار، لذا هنا يستبقى فقط العامل الأول، وهذا الرسم يؤكد وجود بعد واحد فقط. والشكل (1) يوضح الرسم البياني:



شكل (1): نموذج الرسم البياني Scree Plot

يمثل الرسم البياني (Scree Plot) قيم الجذور الكامنة لكل عامل على المحور الصادي ورقم المكون على المحور السيني، ويعتبر الرسم البياني معياراً آخر يمكن استخدامه بالإضافة إلى معيار الإبقاء على العوامل التي يزيد جذرها الكامن عن الواحد الصحيح لتحديد العوامل في التحليل العاملي والإبقاء فقط على تلك التي تكون في المنطقة شديدة الانحدار، لذا هنا يستبقى فقط العامل الأول، وهذا الرسم يؤكد وجود بعد واحد. من خلال نتائج التحليل العاملي الاستكشافي نجد أن المعايير السابقين حقاً شرط أحادية البعد من خلال إبراز عامل واحد.

تم بناء نموذج المعادلة البنائية باستخدام برمجية (AMOS 21) وفقاً لمتغيرات الدراسة: والشكل (2) مثلاً توضيحياً لبناء نموذج مقترح لبيانات تم توليدها وفقاً للنموذج الثلاثي المعلم بطول (30) فقرة عندما توزعت القدرة بشكل طبيعي:



شكل (2): رسم نموذج المعادلة البنائية المقترح ل: 30 فقرة توزعت بشكل طبيعي وفقاً للنموذج ثلاثي المعلم.

حيث أن: $i_1, i_2, i_3, i_4, i_5, i_6, i_7, i_8, i_9, i_{10}, i_{11}, i_{12}, i_{13}, i_{14}, i_{15}, i_{16}, i_{17}, i_{18}, i_{19}, i_{20}, i_{21}, i_{22}, i_{23}, i_{24}, i_{25}, i_{26}, i_{27}, i_{28}, i_{29}, i_{30}$ تمثل فقرات الاختبار. كما تمثل $e_1, e_2, e_3, e_4, e_5, e_6, e_7, e_8, e_9, e_{10}, e_{11}, e_{12}, e_{13}, e_{14}, e_{15}, e_{16}, e_{17}, e_{18}, e_{19}, e_{20}, e_{21}, e_{22}, e_{23}, e_{24}, e_{25}, e_{26}, e_{27}, e_{28}, e_{29}, e_{30}$ الخطأ التابع لكل فقرة، أما $F1$ تمثل السمة الكامنة.

ويوضح الجدول (7) ملخصاً لكافة مؤشرات جودة المطابقة المستخدمة في الكشف عن أحادية البعد تبعاً للاسم والرمز وعلامة القطع المتفق عليها في الأدب النظري بقبول النموذج من رفضه كما جاءت في بينتر وبونت (Bentler & Bonett, 1980).

جدول (7): قيم مؤشرات جودة المطابقة المستخدمة في الكشف عن أحادية البعد.

المؤشر	علامة القطع للمطابقة الجيدة	القيمة المحسوبة
χ^2 / df	2:5 غير مطابق أقل من 2 مطابق بنسبة بسيطة أقل أو يساوي 1 مطابق	1.159
GFI	أكبر من 0.95	0.969
AGFI	أكبر من 0.95	0.964
PGFI	بين 0.90 و 0.95	0.844
RMR	القيمة أقل من 0.05	0.006
RMSEA	بين 0.03 - 0.07 تطابق ممتاز أقل من 0.01 تطابق تام	0.006
NFI	بين 0.90 و 0.95 مطابق أكبر من 0.95 مطابق بصورة كبيرة	0.445
RFI	أكبر من 0.90	0.404
CFI	أكبر من 0.95 أو 0.9	0.843
TLI	أكبر من 0.95 أو 0.9	0.832
IFI	أكبر من 0.95 أو 0.9	0.854

من خلال الجدول (7) يُلاحظ أن القيم المتطابقة مع علامة القطع هي للمؤشرات الآتية: مؤشر حسن المطابقة (GFI) وكانت قيمته (0.969) وهي أعلى من القيمة المتفق عليها، مؤشر حسن المطابقة المعدل (AGFI)، وكانت قيمته (0.964) وهي تطابق علامة القطع، مؤشر جذر متوسط مربع البواقي (RMR) وقيمته المحسوبة (0.006) وهي توافق علامة القطع، مؤشر جذر متوسط مربع الخطأ التقريبي RMSEA وقيمته (0.006) وهي توافق علامة القطع، مؤشر المطابقة المتزايد (IFI). وقيمته المحسوبة (0.854) وهي توافق أيضا علامة القطع، في حين أن المؤشرات الأخرى لم تستوف شرط المطابقة.

ولدى دراسة النتائج المتعلقة بالتحليل العاملي التوكيدي يلاحظ أن المؤشرات التي تطابقت مع علامة القطع هي المؤشرات الآتية: مؤشر حسن المطابقة (GFI) وكانت قيمته (0.969) وهي أعلى من القيمة المتفق عليها، مؤشر حسن المطابقة المعدل (AGFI)، وكانت قيمته (0.964) وهي تطابق علامة القطع، مؤشر جذر متوسط مربع البواقي RMR وقيمته المحسوبة (0.006) وهي توافق علامة القطع، مؤشر جذر متوسط مربع الخطأ التقريبي (RMSEA) وقيمته (0.006) وهي توافق علامة القطع، مؤشر المطابقة المتزايد (IFI). وقيمته المحسوبة (0.854) وهي توافق أيضا علامة القطع، في حين أن المؤشرات الأخرى لم تستوف شرط المطابقة. وهذا يعني أن التحليل العاملي التوكيدي قد وفر خمسة مؤشرات لكشف عن افتراض أحادية البعد.

وللإجابة عن السؤال الثاني والذي ينص على: ما هو التحليل الأكثر فاعلية في الكشف عن افتراض أحادية البعد؟ أظهرت نتائج التحليلين السابقين تفوق التحليل العاملي التوكيدي من خلال خمسة مؤشرات فاعلة في الكشف عن افتراض أحادية البعد، بالرغم من فاعلية طريقة التحليل العاملي الاستكشافي إلا أن طريقة التحليل العاملي التوكيدي جاءت لتؤكد على نتائج التحليل العاملي الاستكشافي.

فقد أشار كارون ومايكل وكالن (Karon , Michael & Kallen,2009) إلى أن الحجم الكبير للفقرات ، أفضل من أعداد الفقرات القليلة، في الكشف عن افتراض أحادية البعد. وأن بعض مؤشرات التحليل العاملي التوكيدي كانت أكثر فاعلية حيال الأعداد الكبيرة للفقرات في الكشف عن افتراض أحادية البعد. وهذا يتفق مع دراسة سوزان وزملائها (Suzanne, et al., 2010) حيث أظهرت دراستهما ارتفاع قيم مؤشرات جودة المطابقة في حالة التوزيع الطبيعي لقدرات المفحوصين. واختلفت مع دراسة كل من كيرسي وهسو ويو (Kirisci , Hsu & Yu, 1995) التي أظهرت نتائج مغايرة لاختلاف شكل توزيع قدرات المفحوصين.

وقد أشار هيو وبلنتر (Hu & Bentler, 1999) إلى أن المؤشر (RMR) لا يتأثر كثيرا بشكل توزيع القدرة، وأنه أكثر فاعلية في الكشف عن افتراض أحادية البعد، وأشارت النتائج السابقة لفاعلية المؤشر (RMR) في حالة البيانات المولدة من النموذج اللوجستي ثلاثي المعلم. وتعزو الباحثة سبب تطابق البيانات المولدة من النموذج ثلاثي المعلم وافتراض أحادية البعد، هو أن هذا النموذج أكثر عمومية، ويشتمل على النموذجين أحادي المعلم وثلاثي المعلم، فقد أشار

هيولن ودراسغو وبارسونز (Hulin, Drasgow, & Parsons, 1983) إلى أن النموذج الثلاثي المعلم أكثر النماذج عمومية لأنه يسمح باختلاف معالم الفقرة الثلاثة، وبهذا يجب أن يؤخذ بعين الاعتبار عند مطابقة البيانات المستمدة من الاختبار لهذا النموذج.

كما اتفقت مع دراسة مكجيل (McGill, 2009) التي أظهرت فاعلية طريقة الجذور الكامنة في الكشف عن افتراض أحادية البعد مع زيادة عدد المفحوصين، وفي حالة التوزيع الطبيعي لقدرات المفحوصين. كما اتفقت ودراسة (Alhawari & Alshafei, 2015) التي أظهرت تفوق المؤشرات الإحصائية (RMR، GFI، AGFI)، في الكشف عن افتراض أحادية البعد وفي حالة البيانات المولدة من النموذج اللوجستي ثلاثي المعلم.

وتظهر النتائج السابقة موافقة التحليل العاملي الاستكشافي في الكشف عن افتراض أحادية البعد إضافة إلى تفوق المؤشرات الإحصائية: (AGFI، GFI، RMR، RMSEA، IFI)، في الكشف عن افتراض أحادية البعد. وبالتالي يوصى باستخدام المؤشرات الآتية (RMR، AGFI، GFI، RMSEA، IFI)، وهي المؤشرات الأكثر فاعلية في الكشف عن افتراض أحادية البعد والتي تأتي تأكيدا على مؤشرات التحليل العاملي الاستكشافي.

التوصيات

من خلال نتائج الدراسة الحالية يمكن للباحثة اقتراح التوصيات التالية:

1. إجراء المزيد من الدراسات حول التحليل العاملي الاستكشافي والتوكيدي للكشف عن افتراضات نظرية استجابة الفقرة وأهميتها في تقدير معالم الفقرة والمفحوصين.
2. الاهتمام بالدراسات المتعلقة بالتحليل العاملي التوكيدي بصورة أكبر والمنبثقة عن نموذج المعادلة البنائية وأثرها في التحقق من افتراضات نظرية استجابة الفقرة، إضافة لأهميتها في إعطاء تقديرات أفضل لمعالم الفقرة وتقديرات قدرة المفحوصين، وأهميتها في إعداد بنوك الأسئلة ومعايرتها. ويوصى باستخدام مؤشرات التحليل العاملي التوكيدي أثناء إنشاء وبناء بنوك الأسئلة، للتحقق من افتراضات نظرية استجابة الفقرة.

References (Arabic & English)

- Allam, S. (2005). *Models of uni and multi-dimensional in Item Response Theory, Principles and Application in Educational and Psychological Measurement*. t1, Cairo: Dar Al feker Arabi.
- Alhawari. A and Al-Shraifin, N. (2015). Verifying the Effectiveness of One-dimensional Assumption Indicators According to Item

Response Theory Models (IRT), in light of test length and Ability distribution. *Journal of the Federation of Arab Universities and Educational Psychology*. Syria Damascus.

- Anastasi, A. & Urbina, S. (1997). *Psychological Testing*. (7 ed.), New York: Printice Hall.
- Baker, Frank B. (2001). *The Basic Item Response Theory*. ERIC Clearinghouse on Assessment and Evaluation.
- Bentler, P.M., & Bonett, D.G. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88, 588-606.
- Bollen, K. A. (1990). Overall fit in covariance structure models: Two types of sample size effects. *Psychological Bulletin* 107(2): 256-259.
- Byrne, Barbara. (1998). *Structural equation modeling with LISREL, PRELIS, and SIMPLIS*. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum. Mainly covers LISREL 8, but also PRELIS 2, and SIMPLIS. Some emphasis on but not limited to psychology.
- Crocker, L. & Algina, J. (1986) *INTRODUCTION TO CLASSICAL AND MODERN TEST THEORY*. New York.
- Glorfeld, L.W. (1995). An improvement on Horn's parallel analysis methodology for selecting the correct number of factors to retain. *Educational and Psychological Measurement*. 55, 377-393.
- Greene, W. H. (1993). *Econometric Analysis*, Second Edition. New York: Macmillan.
- Hambleton, R., & Rovinelli. R. (1986). Assessing the One-dimensional of a set of test item. *Apaper presented at the annual meeting of AERA, Montreal*.
- Hambleton, R. K., & Swaminathan, H. (1985) *Item Response Theory. Principles and Applications*. kluwer. Nijhoff publishing.

- Hattie, J. (1985). Methodology review: Assessing One-dimensional of tests and items. *Applied Psychological Measurement*, 9, 139–164.
- Hulin, C. L., Drasgow, F. & Parsons, C.K. (1983). Item Response Theory: *Application to Psychological Measurement*. Illinois: Dow Jones - Irwin.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1998). Fit indices in covariance structure modeling: Sensitivity to underparameterized model misspecification. *Psychological Methods*, 4, 424-453.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, 1-55.
- Hooper, D., Coughlan, J. & Mullen, M. R. (2008) *Structural Equation Modelling: Guidelines for Determining Model Fit. The*
- Karon F. Cook Michael A. Kallen. (2009). *Having a fit: impact of number of items and distribution of data on traditional criteria for assessing IRT's One-dimensional assumption*. *Qual Life Res* (2009) 18:447–460 DOI 10.1007/s11136-009-9464-4.
- Kenny, D. (2012). Measuring Model Fit. published paper, <http://davidakenny.net/cm/fit.htm>
- Kenny, D. A., Kaniskan, B., & McCoach, D. B. (2011). *The performance of RMSEA in models with small degrees of freedom*. Unpublished paper, University of Connecticut.
- Kirisci, L. & Hsu, T. (1995). *The Robustness of BILOG to violations the Assumptions of One-dimensional of test items and normality of ability distribution*. Paper presented at the annual meeting of the national council on Measurement in education, San Francisco, CA, April, 19 * 21, 1995 (ERIC Document Reproduction Service No. ED 384646).

- McGill. M. T (2009). *An Investigation of One-dimensional Testing Procedures under Latent Trait Theory using Principal Component Analysis*.
- Mulaik, S.A., James, L.R., Van Alstine, J., Bennett, N., Lind, S. & Stilwell, C.D. (1989). Evaluation of goodness-of-fit indices for structural equation models. *Psychological Bulletin*, 105, 430–445.
- Nunnally, J. C. (1979). *Introduction to Psychological Measurement*. New York: McGraw – Hill.
- Reckase, M. D. (1979). Unifactor latent trait models applied to multifactor tests: Results and implications. *Journal of Educational Statistics*, 4, 207–230.
- Reckase, M. D., & McKinley, R. L. (1991). The discriminating power of items that measure more than one dimension. *Applied Psychological Measurement*, 15, 361–373.
- Stevens, J.P. (2002). *Applied multivariate statistics for the social sciences*. (4th ed), Lawrence Erlbaum: Mahwah, NJ.
- Suzanne L. Slocum-Gori, Bruno D. & Zumbo (2010). *Assessing the One-dimensional of Psychological Scales: Using Multiple Criteria from Factor Analysis*. *Soc Indic*, 102:443–461.
- Timothy, A. (2006). *Confirmatory Factor Analysis for Applied Research*. New York, NY, 10012.
- Walker, C. & Betetras, S. (2000). *Using Multidimensional versus One-dimensional ability estimates to determine student proficiency in mathematics*. Paper presented at the annual meeting of the American Educational Research Association, New Orleans, LA, April 24 – 28, 2000.
- Wang, S. & Wang, N. (2003). *The Effects of Multidimensional Ploytomous Response Data on One-dimensional Many Fact Rasch Model Parameters Estimates*. Paper presented at the annual meeting

of the American Educational Research Association, Chicago, IL,
April, 21 – 25, 2003