التكامل بين التحليل العاملي الاستكشافي والتوكيدي كطريقتين للتحقق من البنية العاملية لمقياس مكنزي للذكاءات المتعددة (الصورة السعودية)

د. رنا ثاني ضامن المومني
قسم علم النفس
كلية التربية- جامعة القصيم
rana.momani@yahoo.com

التكامل بين التحليل العاملي الاستكشافي والتوكيدي كطريقتين للتحقق من البنية العاملية لمقياس مكنزي للذكاءات المتعددة (الصورة السعودية)

د. رنا ثاني ضامن المومني
قسم علم النفس
كلية التربية- جامعة القصيم

الملخص

هدفت هذه الدراسة إلى الكشف عن البنية العاملية لمقياس مكنزي للذكاءات المتعددة (الصورة السعودية) باستخدام كل من التحليل العاملي الاستكشافي والتوكيدي والتكامل بين الطريقتين، وقد تكون أفراد الدراسة من (٤٣٨) طالبة من طالبات كلية التربية في جامعة القصيم. وقد أظهرت نتائج التحليل العاملي الاستكشافي من الدرجة الأولى والدرجة العليا باستخدام برنامج (FACTOR v10.3) أن الاستجابات قد أفرزت بدايةً (١٩) عاملاً تمتع أحدها بمقدار جذر كامن ونسبة تباين مرتفعة، وبعد إجراء التدوير المائل (Promaj) والتحليل الموازي والتحليل من الدرجة الثانية تبين وجود عامل عام وتسعة عوامل من الدرجة الأولى فسرت تباين الأداء على المقياس، الا أن بعض الفقرات تشبعت على عوامل مختلفة عن العوامل التي كان من المفترض ان تتشبع عليها. كما أظهرت نتائج التحليل العاملي التوكيدي باستخدام برنامج (Amos) أن النموذج المكون من عامل عام تتوزع حوله الأنواع التسعة من الذكاءات كان الأفضل إذ امتلك قيم مؤشرات مطابقة مقبولة. وقد نوقشت النتائج التي توصلت اليها الدراسة في ضوء الأدب النظري، وقدمت عدد من التوصيات.

الكلمات المفتاحية: التحليل العاملي الاستكشافي، التحليل العاملي التوكيدي، مقياس مكنزي للذكاءات المتعددة.

* تاريخ تسلم البحث: ٢٠١٦/١/٣١م
* تاريخ قبوله للنشر: ٢٠١٦/٦/١٩م

Integration between Exploratory and confirmatory Factor Analysis as methods to verify the Factor Structure of Mckenzie's Multiple Intelligence Inventory (Saudi Version)

Dr. Rana T. Momani
Faculty of Education
Qassim university- KSA

Abstract

This study aimed at detecting factorial structure of Mckenzie's multiple Intelligences Inventory (Saudi Version) using Exploratory Factor Analysis (EFA) and Confirmatory Factor Analysis (CFA) and the integration between both methods. The study's participants were 438 female students randomly selected from the Faculty of Education in Qaseem University. Results of the first degree and highest degree of EFA using FACTOR v10.3 yielded 19 factors at the beginning, then after Promaj rotation, Parallel Analysis, and 2nd factor analysis yielded one general factor with nine first-degree factors, although some items saturated on other factors that were supposed to get saturated theoretically. Results of CFA using AMOS yielded a model with the general factor with nine other factors and had an acceptable and matching value indicators. Finally, results were discussed in light of the literature review and previous studies, and some recommendations were suggested.

Keywords: exploratory factor analysis, confirmatory factor analysis, McKenzie's multiple intelligences inventory.

التكامل بين التحليل العاملي الاستكشافي والتوكيدي كطريقتين للتحقق من البنية العاملية لمقياس مكنزي للذكاءات المتعددة (الصورة السعودية)

د. رنا ثاني ضامن المومني
قسم علم النفس
كلية التربية- جامعة القصيم

مقدمة

اهتم العلماء منذ القدم بالعقل البشري وكل ما يرتبط به، وظهرت الكثير من النظريات التي حاولت توضيح الغموض الذي اكتنف ماهية العقل والعمليات المعرفية المختلفة وإمكانية فهمها وتنميتها. وقد عُدَّ جالتون أحد أوائل العلماء الذين حاولوا دراسة الذكاء، ثمّ طورّ كل من بينيه وسيمون مقياسهما الأكثر شهرة الذي عُد نقطةَ بداية لتطوير العديد من اختبارات الذكاء كما ظهرت العديد من النظريات التي حاولت تفسير الذكاء ومكوناته، وأشكاله، وأنواعه المختلفة.

وقاد فشل نظرية العامل العام في الذكاء (g Factor) في توضيح أداء البشر كثيرًا من الباحثين والدارسين ضمن هذا المجال إلى الاعتقاد بأن التغاير بين الأفراد ودرجة امتلاكهم لبعض السمات يمكن تفسيره بأنهم يمتلكون قدرات متعددة (Chan, 2006). وقد اختلف جاردنر مع نماذج سابقة للذكاء بأنها ركزت على المنطق واللغة، وتجاهلت قدرات أخرى، فقد عرّف الذكاء على أنه قدرة الفرد على الاستجابة لأحداث ومواقف جديدةٍ بنجاح من خلال قدرته على التعلم من خبراته في الماضي، وقدم آنذاك نظريته الشهيرة للذكاءات المتعددة (Multiple Intelligence Theory) التي تفيد بوجود سبعة أنواع مختلفة من الذكاء بدايةً. وتبعاً لهذه النظرية، فإن كل متعلم قد يمتلك مجالات مختلفةً من التفكير مما يُفيد في عملية التطوير (Kaewkiriya, Utakrit & Tiantong, 2016).

نظرية الذكاءات المتعددة:

تُعدّ النظرية التي قدمها العالم جاردنر في الذكاءات المتعددة (Multiple Intelligences) في كتابه الشهير أطر العقل (Frames of Mind) في العام ١٩٨٣م إحدى أهم النظريات في الذكاء، وقد انتقد فيه مفهوم معامل الذكاء، وعدّه قدرة وحيدة (مفتي، ٢٠٠٤).

وقدم جاردنر أنواعاً متعددةً من الذكاء بلغت في البداية سبعة عوامل، الا أنه وفي العام ١٩٩٥م أضاف نوعين آخرين هما الذكاء الطبيعي ثم الذكاء الروحي، إلا أن الأخير لا يزال تحت الدراسة التجريبية والعصبية لتضمينه كأحد أنواع الذكاء،وهي على النحو الآتي:

١. الذكاء اللغوي اللفظي (Verbal-Linguistic Intelligence): وهو القدرة على التعامل بفاعلية مع اللغة المكتوبة والمسموعة، ويظهر عند الأدباء والشعراء.

٢. الذكاء المنطقي الرياضي (Logical Mathematical Intelligence): وهو القدرة على الاستدلال الرياضي وإتقان المهمات الرياضية العددية بفاعلية، ويوجد لدى المختصين في المواد العلمية.

٣. الذكاء المكاني أو الفراغي (Visual-Spatial Intelligence): وهو القدرة على إدارك الشكل والفراغ وعمل تخيلات ذهنية وتمثيل الأفكار الفراغية والبصرية، ويوجد لدى المهندسين والمعماريين والفنانين.

٤.الذكاء الحركي-الجسمي (Bodily-Kinesthetic Intelligence): وهو القدرة على استخدام الجسم والسيطرة على حركاته في التعبير عن الأفكار والمشاعر وحل المشكلات. وهذه القدرة توجد لدى الرياضيين والراقصين والعازفين والجراحين.

٥.الذكاء الاجتماعي (Interpersonal intelligence): وهو القدرة على تشكيل العلاقات الاجتماعية وفهم مشاعر الآخرين ودوافعهم والاستجابة لها بفعالية،، وتوجد هذه القدرة عند المعالجين النفسيين، وموظفي المبيعات والعلاقات العامة.

٦.الذكاءالشخصي (Intrapersonal Intelligence):وهو قدرة الشخص على فهم ذاته، وما يتمتع به من قدرات ودوافع ومشاعر ومخاوف.

٧.الذكاء الموسيقي (Musical Intelligence): وهو القدرة على إنتاج وابتكار الإيقاعات والنغمات الموسيقية، والتذوق والاستمتاع بالمقطوعات الموسيقية، وتتوفر هذه القدرة عند العازفين والملحنين.

٨.الذكاء الطبيعي (Naturalistic Intelligence): وهو القدرة على التمييز بين الكائنات الحية في البيئة، كذلك التمييز بين الجمادات، وهذه القدرة تتوفر لدى الصيادين والفلاحين والبحارين.

٩. الذكاء الوجودي (Existential Intelligence): ويرمز هذا النوع إلى علاقة الفرد بالكون وتفكيره الغيبي بالموت ومصير الكائنات الحية والبشر.

ويشير السيد (٢٠٠٣). إلى أن نظرية الذكاءات المتعددة تقوم على عددٍ من الأسس أو المبادئ وهي:

- أن الذكاء ليس نوعًا واحدًا، وإنما ذكاءات متعددة ومتنوعة.
- تعمل الذكاءات باستقلالية و تتفاوت مستوياتها داخل الفرد الواحد.
- تختلف أنواع الذكاء في النمو والتطور على الصعيد الداخلي للفرد، أو البيني بين الأفراد.

- أنواع الذكاء كلها حيوية وديناميكية.
- يمكن التعرف على أنواع الذكاء وتمييزها ووصفها وتعريفها.
- يمكن تنمية الذكاءات المتعددة والارتقاء بمستوياتها إذا توفّر الدافع لدى الفرد وإذا وجد التدريب والتشجيع المناسبين لتنميتها.
- أن مستوى الذكاء المتعدد يختلف من شخص لآخر كما أن كل شخص يختص بمزيج أو توليفة منفردة من هذه الذكاءات، وأن استعمال أحد أنواع الذكاءات يمكن أن يسهم في تنمية نوع آخر.
- يمكن قياس القدرات العقلية المعرفية التي تقف وراء كل نوع من أنواع الذكاءات المتعددة وتقييمها، وكذلك قياس المهارات والقدرات الفرعية الخاصة بأنواع الذكاءات المتعدد.

وقد افترضت نظرية الذكاءات المتعددة أن هذه الأنواع من الذكاءات منفصلةً نسبياً عن بعضها البعض بداية، كما أنها أكدت عدم وجود بناء وحيد للذكاء أو ما يعرف بالعامل العام، ألا أن جاردنر فيما بعد أشار إلى إمكانية ترابط بعض أنواع الذكاءات بعضها مع البعض (Gardner,1993). بينما أشار مكنزي (Mcknzie, 2002) إلى أن الذكاءات المتعددة تتوزع تحت ثلاثة مجالات رئيسية وهي:

١. المجال التحليلي (Analytical Domain): ويتضمن هذا المجال كل من الذكاء الطبيعي، والمنطقي، والموسيقي. وقد عُدّت هذه الذكاءات كمعالجات تحليلية لأنها المسؤولة عن تطوير عملية تنظيم البيانات وتحليلها ضمن مخططاتٍ عقليةٍ، وهي معالجاتٌ استكشافيةٌ بطبيعتها.

٢. المجال الاستبطاني (Introspective Domain): ويتضمن هذا المجال كلاً من الذكاء البصري، والوجودي، والانفعالي. وقد عُدَّ هذا المجال مكونًا وجدانيًا لأن الذكاءات التي يتضمنها انما هي ذكاءات تتطلب البحث في الجانب الباطني (الداخلي) للفرد، اضافة إلى ارتباطها بالجوانب العاطفيةِ المرتبطةِ بخبراتِ الأفرادِ السابقةِ ومعتقداتهم الشخصية.

٣. المجال التفاعلي (Interactive Domain): ويتضمن هذا المجال كلاً من الذكاء اللفظي، والاجتماعي، والجسدي. ويتكون هذا المجال من الذكاءات التي يستخدمها الأفراد للتعبير عن أنفسهم واستكشاف البيئة، وقد وصف هذه الذكاءات بالتفاعلية لأنها تستدعي وتشجّع التفاعلِ بهدفِ الفهم، وهي تعدُ عملياتٍ اجتماعيةً بطبيعتها.

ولم يتفق العلماءُ والباحثون على بنيةٍ محددةٍ للذكاءاتِ المتعددةِ، فقد أشار جاردنر إلى انفصالِ هذه الأنواعِ عن بعضها البعضِ، وفسرَ ذلك من خلالِ بعضِ الدراساتِ لاصاباتِ

الدماغ، ثم اشارَ فيما بعد إلى إمكانية ارتباط بعضها ارتباطًا معقدًا (Gardner, 1993). بينما ظهر فيما بعد رأي آخر يفيد بأن هذه الذكاءات يمكنُ التعبيرُ عنها من خلال ثلاثة أنواع رئيسة منفصلة عن بعضها البعض، وهي كل من الذكاء التحليلي، والذكاء الاستبطاني، والذكاء التفاعلي (Mckenzie, 2002). بينما أشار البعض الآخر إلى أن هذه الذكاءات إنما هي ذكاءات فرعية تتدرجُ تحت عامل عام واحد وهو ما يعرف بالذكاء العام أو العامل العام للذكاء (g Factor) وأن بعضَ الذكاءاتِ غيرِ المعرفية مثل الذكاءِ الموسيقي، والذكاءِ الشخصي، والذكاءِ الجسدي ارتبطت مع العامل العام ارتباطًا ضعيفًا، مما يقودُ إلى عدّها مهارات أو مواهبَ أكثرُ منها أنواعَ ذكاء (Visser, Ashton, & Vernon, 2006). بينما أفاد البعض الاخر أن جميعَ هذه الأنواع انما هي أنواعُ ذكاءٍ يرتبط بعضها مع البعض، وتتدرجُ تحتَ عاملٍ عامٍ وهو الذكاء العام (عبد القادر وأبو هاشم، ٢٠٠٧).

صدق البناء:

يعدّ صدق البناء أحد أهم الأساليب الإحصائية التي تدعم صدق نتائج الاختبار، كما يمثل الصورة الأكثر تطوراً للصدق، ويدل على درجة تمثيل المقياس للبناء النظري للسمة المقيسة (Allen & Yen, 1979). ويهتم صدق البناء للمقياس بمدى اتساق مكوناته مع البنية المفاهيمية لمكونات السمة موضع القياس والعلاقات فيما بينها (Messick, 1993).

ويتم التحقق من البنى العاملية للمقاييس والاختبارات المختلفة باستخدام عدة نماذج كمية ونوعية، وقد زودت نظرية الاختبار البحث التجريبي بعدد من الأساليب الفعالة في بناء النظريات وأدوات القياس المختلفة (Cumming, 2014)، ويعد التحليل العاملي أحد أهم هذه الطرق وأكثرها دقةً وموثوقيةً في الكشف عن البُنى العاملية للمقاييس المختلفة ويقسّم إلى نوعين أساسيين، الأول يعرف بالتحليل العاملي الاستكشافي (Exploratory Factor Analysis) الذي يقوم على استخراج العدد الأكثر تلخيصاً من العوامل التي تفسر العلاقات بين المتغيرات الملاحظة، سواء كان ذلك بالاعتماد على معالجة نظرية أم لا (Thompson, 2004)، ويُعدّ التحليل العاملي الاستكشافي طريقةً لتحديد البنية العاملية لمجموعة من المتنبئات أو المتغيرات المتعددة دون افتراض بنية مسبقة لها (Stevens, 1996). بينما يُعرف النوع الثاني من التحليل العاملي بالتحليل العاملي التوكيدي (Confirmatory Factor Analysis)، ويُعدّ أحد الأساليب الإحصائية الأكثر قوةً لاختبار طبيعة العلاقات بين البُنى الكامنة، وعلى عكس الاستكشافي فإن التوكيدي يقوم باختبار فرضيات وُضعت مسبقاً حول العلاقة بين المتغيرات الملاحظة والمتغيرات الكامنة أو العوامل، ويُعد أداة تحليلية لتطوير المقاييس، وإعادة التحقق

من صحتها، وتقدير وتقييم صدق بنائها، إضافة إلى تقييم تغاير العوامل عبر الزمن واختلاف المجموعات (Brown, 2006).

وتُفسر العوامل الناتجة من التحليل العاملي الاستكشافي العمليات المشتركة بين الفقرات التي تتشبع على كل عامل، وكلما كانت هذه العوامل الناتجة متسقة مع طبيعة السمة المقاسة والعمليات التي تتطلبها، كانت النتائج داعمة لطريقة وضع الاختبار، وشاهدة على صدقِ البناء الداخلي له، ولكن قد يؤدي التحليل العاملي الاستكشافي في حالات عديدة إلى عواملٍ قد لا تتسق مع السمة المقيسة ومكوناتها نتيجة لعينات المفحوصين، وطريقة استجابتهم لفقرات الاختبار، ونوعية الفقرات، والطريقة المتبعة في تطبيق التحليل العاملي الاستكشافي، لذا تعدّ النتائج المستخرجة احتمالية لا قطعية قابلة للدحض أو التأكيد.

بينما يهدف التحليل العاملي التوكيدي إلى تقدير تشبعات (Loadings) فقرات المقياس على العوامل (المكونات) المفترضة للسمة والموضوعة مسبقاً من خلال إطارٍ نظري محدد أو من خلال نتائج التحليل العاملي الاستكشافي، ويقدم التحليل العاملي الاستكشافي أساليبٍ وطرقاً احصائية للتحقق من حسن مطابقة بيانات المقياس لتشبع الفقرات على العوامل، من خلال ما يعرف بمؤشر مطابقة النموذج (Model Fit Index) الذي يعد من أهم الأساليب الإحصائية المستخدمة في دراسة صدق البناء الداخلي للمقاييس وتطويرها (Schmitt, 2011).

يستخدم التحليل العاملي غالباً في المراحل الأوليةِ لبناء المقاييس والتحققِ منها، بينما يرى البعض عدم وجود حاجةٍ لإجراءِ التحليل العاملي للمقاييس التي تم بنائها والتحقق منها مسبقاً، والتي تم تقييمها أو نشرها، وقد أشار الباحثون إلى عدم صحةِ هذا الاعتقادِ، وأنه من الأهمية اعادة اجراء التحليل العاملي مراراً، فقد أثبتت الدراسات أن الكثير من المقاييسِ التي تم التحقق منها سابقاً، ومعاملتها على أنها مقاييس جيدة بعد مراجعتها من قبل باحثين آخرين وتطبيقها على عينات أخرى، وفي أوقات زمنية متفاوتة، وظروفٍ مختلفةٍ، تبين انها غير ذلك (Levine , Hullett , Turner & Lapinski, 2006).

التحليل العاملي الاستكشافي (Exploratory Factor Analysis):

يقدّم التحليل العاملي الاستكشافي الكثير من الفوائدِ في المجال البحثي، ويُعدّ التطبيق الأكثر شهرة لدى الباحثين عند اختزال المجموعات الكبيرة نسبياً من المتغيرات إلى مجموعات أخرى أكثر قابلية للتحكم، خاصة فيما يتعلقُ بتطوير المقاييس وإعادةِ التحقق منها والحكم على صدق بنائها، واستخلاص العلاقات بين المتغيرات لبناء نظرية محددة (Conway & Huffcutt, 2003). ويواجه الباحث عند استخدامه هذا النوع من التحليلات عددًا من القرارات التي قد

يكون بعضها متحيزًا (Subjective) مثل الطريقة المستخدمة لاستخلاص العوامل، والتدوير، وكيفية تحديد عدد العوامل وغيرها، وعليه فإن القرارات التحليلية التي يتم اجراؤها قد تتسم بالضعف، مما يقود إلى نتائج مضللة خاصة عند بناء النظريات المختلفة (Schmitt, 2011). وقد أشار كل من تاباشنيك وفيديل (Tabachniek & Fidell, 2007) إلى ثلاثة اعتبارات أساسية يجب أخذها بعين الاعتبار عند استخدام التحليل العاملي الاستكشافي وهي كالتالي:

١. يفتقر التحليل العاملي الاستكشافي (EFA) إلى محكات خارجية تساعد الباحث على تقييم الحلول، اذ تتم هذه العملية بالاعتماد على التفسير من قبل الباحث فقط.
٢. يُستخدم التحليل العاملي الاستكشافي (EFA) من قبل بعض الباحثين لانقاذ بعض البحوث ضعيفة التصاميم، مما يقود إلى نواتج وتحليلات خاطئة، ويعيق جوهريًا تطور النظرية وتعميمها.
٣. كثير من القرارات المُتخذة بعد إجراء التحليل العاملي الاستكشافي (EFA) تميل إلى أن تكون ضعيفة وغير جيدة، وهي النقطة الأهم.

أشار الكثير من الباحثين إلى ضعف القرارات المُتخذة عند استخدام التحليل العاملي الاستكشافي (EFA) فيما يخص نماذج استخراج العوامل وطرقها، وعدد العوامل المستخرجة، وإجراء التدوير ونوعه، وطريقة تقدير درجة العامل، وحجم العينة المناسب، وكيفية التعامل مع القيم المفقودة وغيرها التي قد تؤدي فيما بعد إلى حدوث مشكلات في بناء النظرية وتعميمها (Gorsuch, 1997). كما قدم الباحثون ضمن هذا المجال عدداً من النصائح والإرشادات سعياً لتجنب الكثير من الأخطاء التي قد يقع منها البعض، فقد أفاد كل من تريبلماير وفيلزموسر (Treiblamaier & Filzmoser, 2010) أن العينات الكبيرة أفضل من الصغيرة عند استخدام التحليل العاملي، فكلما ازداد حجم العينة قلت احتمالية الخطأ، كما أن تقديرات المجتمع تصبح أكثر دقة، والنواتج أكثر قابلية للتعميم. بينما كان كومري (Comry & Lee, 1992) أكثر تحديداً عندما أفاد أن العينات التي تقل عن (٥٠) فردًا تعدّ عينات ضعيفة، بينما العينة التي تحوي ما يقارب (٢٠٠) فرداً تعدّ عينة مقبولة، والتي يساوي أو يزيد عدد افرادها عن (٣٠٠) فرد تعدّ عينة جيدة. الا أن التوجه الأحدث حول حجم العينة المناسب لإجراء التحليل العاملي لا يقدم عدداً ثابتاً لأفراد عينة الدراسة، فحجم العينة المناسب يتم تقديره باستخدام عدد المتغيرات باستخدام ما يعرف بنسبة عدد المشاركين إلى عدد المتغيرات (Participant -to- variable ratios)، إذ تنص هذه الطريقة على أن النسبة الأفضل لعدد المشاركين إلى عدد المتغيرات تتراوح من (٥ : ١) إلى (١٠ : ١) (Widaman, 2012; Zhang, 2015).

كما قدم البعض الآخر نصائحَ وإرشادات حول نماذج استخراج العوامل، فقد أفاد كل من كونواي وهافكت (Conway & Huffcutt, 2003) أن نموذجي المكونات الأساسية (Principal component Model) ونموذج العامل العام (Common Factor Model) قد أثبتا نجاحهما ضمن هذا السياق، كما يندرج ضمنهما طرق عدة لتقدير واستخراج العوامل، من أشهرها طريقة الأرجحية العظمى (Maximum Likelihood)، ويُعد الفارق الأساسي بينهما أن نموذج المكونات الأساسية يفترض عدم وجود خطأ في القياس، بينما تأخذ طريقة العامل العام أخطاء القياس بعين الاعتبار. كما أفاد جورسج (Gorsuch, 1997) أن تحليل المكونات الأساسية ((Principal Component Analysis (PCA) يُعد أحد أكثر طرق استخراج العوامل شيوعاً ضمن نموذج المكونات الأساسية عند استخدام التحليل العاملي الاستكشافي، والتي تنتج مكونات تمثل مركباً خطياً للمتغيرات الأصلية بحيث تحافظ على أكبر قدر ممكن من المعلومات حول هذه المتغيرات، وتُلخص هذه الطريقة المتغيرات مع الإبقاء على التباين الملاحظ مع قليل من الاهتمام بتفسير البنية الكامنة. بينما تستخدم طريقة المحاور الأساسية العاملية ((Principal Axis Factoring (PAF) بكثرة عند استخدام نموذج العامل العام إذ تتمتع هذه الطريقة بإمكانية التعامل مع أخطاء القياس، كما أنها تعمل على انتاج عوامل تُظهر البناء الكامن للمتغيرات المقيسة، فهي تهدف أساسيًا إلى فهم المتغيرات غير الملاحظة (الكامنة) التي تؤثر على العلاقات بين المتغيرات المقيسة (Mvududu & Sink, 2013). ويشير جورسج (Gorsuch, 1997) إلى أن كلا الطريقتين المحاور (الأساسية والمكونات الأساسية) تقدمان نتائج متقاربة جداً، إلا أن طريقة المحاور الأساسية قد تكون اكثرَ تفضيلاً في حال كان الباحث بحاجة لفهم أفضل لمجموعة المتغيرات وبنيتها الكامنة.

كما تُعدّ عملية اتخاذ القرار بشأن عدد العوامل أحد أهم وأصعب القرارات التي يقوم بها الباحث ضمن سياق التحليل العاملي الاستكشافي، وقد تعددت طرق تحديد عدد العوامل، وتعددت وجهات النظر حولها، ويُعد القانون الذي وُضع من قبل كايزر في العام ١٩٥٦م أحد أهم هذه القوانين، والذي ينص على أن العوامل التي تمتلك قيم كامنة أكبر من واحد ($EV > 1 EV > 1$) تُفسر على أنها عوامل ذات قيمة، الا أن هذا القانون أظهرَ عدم وجود تجانس في نتائجه باختلاف عدد المتغيرات، ويُظهر هذا القانون أداءً جيداً في حال كان عدد المتغيرات لا يزيد على (٣٠) متغيرًا، ويُعاب على هذا القانون أنه يقود غالباً لإنتاج عدد كبير من العوامل مما يقود إلى كثير من المشكلات، إذ يعدُ خياراً تلقائياً ضمن كثير من البرامج والحزم الإحصائية (Henson et al., 2004). كما اقترح كاتل اختبار التمثيل البياني لقيم

الجذر الكامن (Scree Test) في العام ١٩٦٦م، وهو عبارة عن تمثيل القيم الكامنة مرتبةً ترتيباً تنازلياً إذ ينصب اهتمام الباحث نحو ايجاد نقطة تحول بصري في الرسم البياني يظهر بوضوح بين القيم الكامنة المرتفعة والقيم المنخفضة، الا انه وفي كثير من الحالات قد لا يتمكن الباحث من تحديد نقطة التحول بوضوح، مما يضطره لاتخاذ قرارٍ شخصي بالحكم على عدد العوامل التي يجب عدّها عوامل ذات قيمة، وعلى الرغم من أن القرار الذي يُتخذ باستخدام اختبار كاتل (Scree Test) قد يؤدي إلى تقديرات غير دقيقة حول العدد الحقيقي للعوامل، إلا أنه يُعد أكثر دقة من قانون كايزر ،($EV > 1$ $EV > 1$) (Ruscio & Roche, 2012) . كما توجّه البعض للحكم على العوامل المختلفة بالاعتماد على قيم التشبعات على العامل (Loadings) ، فأفاد البعض أن التشبعات على العوامل ينبغي أن تتراوح بين (٠,٦ – ٠,٢)، وأفاد البعض الآخر أن التشبع على العامل البالغ (٠,٢) قد يمتلك دلالةً إحصائيةً في حال كبر حجم العينة مع أخذ الدلالة العملية بعين الاعتبار، بينما ذكر آخرون أن العامل الحقيقي هو العامل الذي يحوي على الأقل ثلاثة متغيرات تشبعت عليه تشبعات عالية تبلغ (٠,٣) فأكثر، وبعضهم تشدد لتبلغ قيمة التشبع (٠,٤) فأكثر (Stevens, 1996). واهتم البعض الآخر بمصفوفة النمط (Pattern Matrix) وأهمية حذف المتغيرات التي امتلكت تشبعات متقاطعة (Cross Loaded) على أكثر من عامل، ممّا يساعد على إنتاج عوامل أكثر قابلية للتفسير (Treiblamaier & Filzmoser, 2010). كما أفاد البعض بأن العوامل المستخرجة من البيانات ينبغي أن تفسر ما قيمته (٤٠٪) من التباين الكلي على الأقل (Stevens, 1996).

وتُعد طريقتي التحليل الموازي (PA) Parallel Analysis). واختبار أقل متوسط جزئي لفيليسر (MAP) Minimum Average Partial) الأحدث نسبياً لتحديد عدد العوامل، فقد اقترحت طريقة التحليل الموازي (PA) من قبل هورن (Horn, 1965) وتقوم على انتاج مجموعات عشوائية من البيانات توازي في خصائصها البيانات التجريبية، وتقارن القيم الكامنة المُستخرجة من البيانات التجريبية ونظيرتها العشوائية، ويتم اعتبار العامل على أنه عامل ذو قيمة اذا زادت القيمة الكامنة له في البيانات التجريبية عن نظيرتها في العشوائية. بينما اقترح اختبار أقل متوسط جزئي (MAP) من قبل فيليسر، ويعتمد في حكمه على متوسط الارتباط الجزئي بين المتغيرات بعد الاستبعاد المتتابع لأثر العوامل، والذي يفترض تناقُص قيمة مربع متوسط الارتباط الجزئي بحيث تكون أقل ما يمكن (O'Coner, 2000).

تبعاً لما سبق، وحيث ولأن لكل طريقة من طرق تحديد عدد العوامل عيوبها ومميزاتها وفي كثير من الأحيان قد يكون من الصعب تحقيقها، فقد اقترح فابريجار وزملاؤه (Fabrigar et al., 1991) استخدام أكثر من طريقة في الوقت نفسه بهدف الوصول إلى نتائج أكثر دقة، كما أشاد البعض بدقة بعض هذه الطرق فقد أفاد هونسون وروبرتس (Henson & Roberts, 2006) أن أفضل هذه الطرق وأكثرها دقة هي طريقة التحليل الموازي (PA). بينما أكد كل من روسكيو وروتش (Ruscio & Roche, 2012) بأنه على المستخدمين للتحليل العاملي الاستكشافي عمل ما يُعرف بالتثليث (Triangulation) لطرق تحديد عدد العوامل، ويكون ذلك باستخدام كل من قانون كيزر ($EV > 1EV > 1$) واختبار كاتل (Scree Test) اضافة إلى النظرية المدعمة للبحث أو ما يُعرف بالتحليل العاملي التوكيدي (CFA) إن أمكن.

التحليل العاملي التوكيدي ((Confirmatory Factor Analysis(CFA)):

ينتمي التحليل العاملي التوكيدي (CFA) إلى ما يُعرف باسم نمذجة المعادلة البنائية (Structural Equation Modeling(SEM)) ويؤدي دوراً هاماً في التحقق من صدق النموذج وتحليلات المسار، وقد شهد اهتماماً واضحاً منذ نهاية التسعينات ضمن مختلف التطبيقات في مجال تطوير المقاييس خاصة في المجال النفسي والتربوي (Russel, 2002). ويُعد التحليل العاملي التوكيدي أحد أهم الأساليب الإحصائية الأكثر قوة لاختبار طبيعة العلاقات بين البُنى الكامنة المختلفة، وعلى عكس التحليل العاملي الاستكشافي، فإن التوكيدي يقوم باختبار فرضيات وُضعت مسبقاً حول العلاقة بين كل من المتغيرات المُلاحظة والمتغيرات الكامنة، كما يُعد التحليل العاملي الاستكشافي (CFA) أداة تحليلية جيدة لتطوير المقاييس، وإعادة التحقق من صحتها، وتقدير صدق بنائها، إضافة إلى تقويم تغاير عواملها عبر اختلاف المجموعات والفترات الزمنية (Brown, 2006). ويصف هذا النوع من التحليلات ثلاثة أنواع من العلاقات وهي كالآتي:

١. العلاقات بين العوامل المختلفة.

٢. العلاقات بين المتغيرات الملاحظة.

٣. العلاقات بين المتغيرات الملاحظة والعوامل.

وتعد مؤشرات حُسن المطابقة للنموذج (GOF) Goodness of Fit) أحد أهم مميزات التحليل العاملي التوكيدي التي تُعطي فكرة عن مدى تحقيق أداة القياس للخصائص النظرية التي تتبعها، وقد حظيت هذه المؤشرات باهتمام الكثير من الباحثين خاصة في كيفية الحكم على قيمها أو ما يعرف بقيم القطع (Schmitt, 2011) (Cut- Off Values).

مؤشرات حسن المطابقة (Goodness of Fit) (GOF):

تعددت مؤشرات حسن المطابقة باستخدام التحليل العاملي التوكيدي، وقد يعدُّ البعض مؤشر مربع كاي (χ^2) أكثرها شيوعاً، وتُعبرّ في العادة عن الفرق بين التوزيع التجريبي المُلاحظ والتوزيع المتوقع بالاعتماد على فرضية صفرية معينة، وضمن سياق التحليل العاملي التوكيدي فإن هذا الفرق ينبغي أن يكون صغيرًا إلى حد كاف لقبول البنية العاملية المتوقعة من ثمّ تعميمها على المجتمع، وبمعنى آخر ينبغي أن تكون قيمة (χ^2) غير دالة إحصائياً حتى تُشير إلى مطابقة دالة (Hayduk et al., 2007). وقد يكون من الصعب تحقيق هذا المتطلب من الناحية العملية، إذ إنه وعند كبر حجم العينة فإن الفروق الصغيرة جداً قد تُظهر دلالة إحصائية مما يُشير إلى ما يُعرف بضعف المطابقة (Poor Fit) وهنا أفاد بعض الباحثين أنه في حال تمتُّع المقاييس بمؤشرات ثبات جيدة فإنه ينبغي عدم أخذ دلالة (χ^2) بعين الاعتبار وذلك للعينات الكبيرة (MacCallum, 2003). كما يميل البعض إلى إدراج نسبة مربع كاي إلى درجات الحرية ($\chi^2/df\chi^2/df$) لأن كل منهما يزداد بازدياد عدد المعالم المستخدمة، إلا أنه لا يوجد اتفاق واضح حول قيم معينة لكل منهما فالبعض أفاد بأن تكون قيمة (χ^2) أقل ما يمكن ، وقيمة ($\chi^2/df\chi^2/df$) أقل ما يمكن واجتهد البعض بأن لا تزيد النسبة عن (٢) (Gefen, Rigdon & Straub, 2011). تبعاً لما سبق وتلافياً لبعض المشكلات التي ارتبطت بالإحصائي (χ^2) ظهر عدد من مؤشرات حسن المطابقة للنموذج ضمن سياق التحليل العاملي الاستكشافي، فقد قدم ستيجر (Steiger, 1990) أحد أشهر مؤشرات المطابقة وأكثرها دقة وهو مؤشر جذر متوسط مربع الخطأ التقريبي (RMSEA Root Mean Square Error of Approximation) الذي يعتمد على كل من حجم العينة، ودرجات الحرية، وقيمة (χ^2)، ويُعبرّ النموذج عن مطابقة مقبولة (Fair Fit) إذا تراوحت قيمة مؤشر (RMSEA) بين (٠,٠٨ – ٠,٠٥)، بينما يُعدّ النموذج جيداً إذا قلّت قيمة (RMSEA) عن (٠,٠٥)، ويمتلك النموذج مطابقة تامة اذا بلغت قيمة هذا المؤشر الصفر (Hu & Bentler, 1999).

كما يُعدّ مؤشر جذر متوسط مربع البواقي المعياري (SRMR Standarized Root Mean Square Residual) عن مدى مطابقة البيانات للنموذج من خلال مصفوفة الارتباطية للبواقي (Residual Correlation Matrix)، وتعدّ البيانات مطابقة للنموذج إذا بلغت قيمة هذا المؤشر (٠,٠٨) فما دون، وإذا بلغت قيمة هذا المؤشر صفرًا فإن البيانات تعبرّ عن تطابق تام. كما ينتمي مؤشر تاكر ولويس (TLI) Tucker- Lewis Index إلى

فئة مؤشرات المطابقة المقارنة، بينما عُدَّ لاحقاً واحداً من مؤشرات المطابقة المطلقة، ويقوم هذا المؤشر على مقارنة قيمة (χ^2) للمصفوفة الملاحظَة مع المصفوفة الصفرية التي تفترض في وضعها المثالي عدم ارتباط المتغيرات الملاحظَة، وتُعد البيانات مطابقة للنموذج إذا زادت قيمة هذا المؤشر عن (٠,٩٥) (Loehlin, 2004). كما يعتمد مؤشر المطابقة المُقارن (CFI Comparative Fit Index) على كل من درجات الحرية وقيمة مربع كاي (χ^2)، وتُعد البيانات مطابقة للنموذج إذا زادت قيمة هذا المؤشر عن (٠,٩٥).

وتعددت الدراسات التي تناولت الذكاءات المتعددة الا أن الغالبية ركزت على معرفة مستويات الذكاءات التي تمتع بها الأفراد وارتباط ذلك بخصائصهم المختلفة كالجنس وأثر الثقافة، اضافة إلى ارتباط الذكاءات المتعددة بمتغيرات أخرى كالتحصيل وفعالية الذات وأنظمة دعم القرار واختيار الخطط التعليمية المختلفة وغيرها من المتغيرات التربوية، (Sintanakul & Sanrach, 2016) إلا أن هذه الدراسات عملت على التحقق من خصائص المقياس في الغالب دون إجراء تحليلات متعمقة. كما تناول عدد قليل نسبياً صدق نظرية الذكاءات باستخدام مقاييس عدة إلا أن مقياس مكنزي لم يكن أحدها. وقد أدرجت بعض الدراسات التي قامت باستخدام مقياس مكنزي للذكاءات المتعددة أداةً للدراسة وتحققت من دلالات صدق وثبات المقياس، لم تتوفر (في حدود علم الباحثة) أي دراسة تناولت الصدق البنائي لمقياس مكنزي للذكاءات المتعددة باستخدام أساليب إحصائية متطورة ما عدا دراسة عبد القادر وأبو هاشم (٢٠٠٧).

فقد قام كل من عبد القادر وأبو هاشم (٢٠٠٧) بدراسة البناء العاملي للذكاءات المتعددة في ضوء تصنيف جاردنر وعلاقته بكل من فعالية الذات وحل المشكلات على عينة من الطلبة الجامعيين بلغت (٤٧٥) طالباً وطالبةً من طلبة كلية التربية، استخدم مقياس مكنزي للذكاءات المتعددة أداةَ قياس للدراسة. وقد أظهرت النتائج وجود ارتباطات دالة إحصائياً بين جميع أنواع الذكاءات، كما أظهرت نتائج التحليل العاملي الاستكشافي تشبع الفقرات على تسعة عوامل، كما بينت نتائج التحليل العاملي التوكيدي وجود عامل عام كامن وانتظام باقي العوامل حول هذا العامل العام، وقد تمتع هذا النموذج بمؤشرات مطابقة مقبولة.

كما أجرى كل من حاج هاشمي واينج (Hajhashemi & Eng, 2010) دراسة هدفت إلى التحقق من النسخة الفارسية لمقياس مكنزي للذكاءات المتعددة ، وقد تكونت عينة الدراسة من (١٧٣) طالباً وطالبة، وقد أظهرت نتائج الدراسة تمتع المقياس وأجزائه بمؤشرات ثبات مرتفعة، كما أظهرت النتائج وجود علاقة دالة إحصائياً بين الجنس وبروفايل الطالب.

وقد درس العلوان (٢٠١٠) الذكاءات المفضلة لدى طلبة الصفين الرابع والثامن الأساسي في الأردن واختلافها تبعاً لمتغيري المرحلة الدراسية والجنس، وقد تكونت عينة الدراسة من (٦٢٣) طالباً وطالبةً من طلبة المدارس الحكومية في محافظة معان، وقد تم استخدم مقياس مكنزي للذكاءات المتعددة أداةً للدراسة. وقد قام الباحث بالتحقق من الخصائص السيكومترية للمقياس إذ أظهر المقياس قيمًا مقبولة لصدق بناء المقياس باستخدام معاملات الارتباط لأبعاد المقياس الفرعية، كما أن معامل ثبات الإعادة لأبعاد المقياس تراوحت ما بين (٠,٩٣- ٠,٨١) مما يشير إلى تمتع المقياس بدلالات صدق وثبات مقبولة، كما أظهرت النتائج اختلاف الذكاءات المفضلة تبعا لمتغيري المرحلة الدراسية والجنس.

كما قام البلعاوي (٢٠١١) بدراسة الذكاءات المتعددة السائدة لدى طلبة جامعة القصيم، وقد تكونت عينة الدراسة من (٧٠٤) طلاب وطالبات من طلبة الجامعة من مختلف الكليات والمستويات الدراسية. وقد قام الباحث بترجمة المقياس وعرضه على محكمين من ذوي الخبرة إذ عُدلت بعض الفقرات. واستخرجت دلالات صدق المقياس وثباته وأظهرت نتائج ارتباط الفقرة مع البعد تمتع المقياس بمعاملات ارتباط تراوحت ما بين (٠,٨٥- ٠,٤٨) وجميعها دالة إحصائياً، كما استخرجت مؤشرات ثبات المقياس باستخدام كل من معامل ألفا، والتجزئة النصفية، وثبات الإعادة، وقد تمتعت جميعها بقيم جيدة.

وأجرى كل من مهيب وباغري (Moheb & Bagheri, 2013) دراسة للعلاقة بين الذكاءات المتعددة واستراتيجيات الكتابة على عينة مكونة من (١٢٠) طالباً وطالبةً من الطلبة الملتحقين في المعاهد اللغوية في إيران، إذ استخدم مقياس مكنزي للذكاءات المتعددة أداة قياس للدراسة، وقد أظهرت النتائج أن مقياس مكنزي تمتع بمؤشر ثبات بلغ (٠,٩) كما تم التحقق من صدق البناء باستخدام التحليل العاملي الاستكشافي الذي أظهر وجود تسع عوامل رئيسية للمقياس.

وقام العيد (٢٠١٤) بتقنين مقياس مكنزي للذكاءات المتعددة على البيئة الجزائرية، وقد تكونت عينة الدراسة من (١٣٠) طالبة من طالبات جامعتي شلف ومستغانم من مختلف التخصصات، وتُحقق من خصائص المقياس السيكومترية فقد أظهرت نتائج الصدق البنائي باستخدام معامل ارتباط درجة الفقرة مع البعد قيمًا مقبولة دالة احصائياً على جميع فقرات المقياس، كما استخدم الصدق التمييزي باستخدام أسلوب المقارنات الطرفية وأظهرت الدراسة تمتع جميع أبعاد المقياس الفرعية بقيم دالة إحصائياً، كما أظهر المقياس ثباتاً عبر الزمن إذ تمتع بقيم دالة إحصائياً لمعامل ثبات الإعادة.

كما قام كل من بهاري وشهلا (Bahare & Shahla, 2014) بدراسة الذكاءات المتعددة ومهارة التحدث (Intermediate EFI Learners) على عينة مكونة من (٦٠) طالباً وطالبة

من مختلف مدن هورمزغان، واستخدم مقياس للذكاءات المتعددة مكون من جمع مقياسي نيل (٢٠٠٢) ومكنزي (١٩٩٩)، وقد تم التحقق من صدق البناء للمقياس باستخدام التحليل العاملي للمكونات الأساسية (Principal Component FA)، إذ أظهرت نتائجه وجود تسع ةعوامل رئيسية أو بُنى للذكاء.

وقامت بريقل (٢٠١٥) بدراسة القدرة التنبؤية للذكاءات المتعددة على حل المشكلات لدى التلاميذ الموهوبين، وتكونت عينة الدراسة من (٧١) طالباً وطالبة من طلبة المرحلة الثانوية بمحافظة المسيلة، واستخدمت الباحثة مقياس مكنزي للذكاءات المتعددة أحدَ مقاييس الدراسة. وقد تم التحقق من الخصائص السيكومترية للمقياس باستخدام معامل ارتباط درجة الفقرة مع الدرجة على البعد التي تنتمي له وأسفرت النتائج عن حذف ثماني فقرات ليصبح المقياس في صورته النهائية مكوناً من (٨٢) فقرة، كما استُخرج معامل الصدق المحكي باستخدام مقياس هارمز للذكاءات المتعددة بعد حذف فقرات الذكاء الوجودي وأظهرت النتائج أن معامل الارتباط بين المقياسين بلغ (٠,٤٨٢)، كما أظهرت نتائج معاملات صدق المقارنات الطرفية أن جميع قيم اختبار (t) للمجموعتين العليا والدنيا على جميع الأبعاد كانت دالة إحصائياً. وتراوحت قيم معامل ثبات ألفا (٠,٧٩٢- ٠,٧٢٧) لأبعاد المقياس الفرعية إضافة إلى أن قيم ثبات الإعادة للأبعاد الفرعية تراوحت بين (٠,٩٧- ٠,٤٢).

يتبين مما سبق أن معظم الدراسات العربية التي استخدمت مقياس مكنزي للذكاءات المتعددة تحققت من صدق المقياس باستخدام أساليب إحصائية بسيطة لا تقدم معلومات واضحة عن صدق المقياس وبنيته، فجميعها (في حدود علم الباحثة) ما عدا دراسة عبد القادر وابو هاشم (٢٠٠٧) استخدمت معامل الارتباط لدرجة الفقرة على المقياس الكلي كما هو الحال في دراسة كل من العلوان (٢٠١٠) والبلعاوي (٢٠١١)، وبريقل (٢٠١٥) إلا أن دراسة بريقل هي الوحيدة التي قامت بحذف ثماني فقرات أظهرت ارتباطات ضعيفة بين درجة الفقرة والدرجة على البعد، بينما أظهرت دراسة العيد (٢٠١٤) تمتع المقياس بصدق تمييزي. غير أن دراسة عبد القادر وأبو هاشم (٢٠٠٧) هي الوحيدة التي أظهرت أن المقياس تكون من عامل عام كامن وصفته بالذكاء العام وتسعة عوامل فرعية من الذكاءات تتوزع حوله باستخدام كل من التحليل العاملي التوكيدي والاستكشافي. الا أن دراسات غير عربية استخدمت التحليل العاملي الاستكشافي للتحقق من البنية العاملية للمقياس كدراسة مهيب وباغري (Moheb & Bagheri, 2013) ودراسة كل من بهاري وشهلا (Bahare & Shahla, 2014) وأظهرت وجود تسعة عوامل رئيسية. وتتميز الدراسة الحالية باستخدامها كل من التحليل العاملي الاستكشافي من الدرجة الأولى ومن الدرجة العليا، والتحليل العاملي التوكيدي في الكشف

والتحقق من البنية العاملية للمقياس، وقد استفادت الباحثة من الدراسات السابقة التي عرضت في تفسير النتائج للدراسة الحالية.

مشكلة الدراسة

يعد مقياس ماكنزي (Mckenzie Multiple Intelligences) أحد أهم مقاييس الذكاءات المتعددة وأكثرها شيوعاً واستخداماً خاصة في البلاد العربية، ونظراً إلي قيام الكثير من الباحثين باستخدام هذا المقياس لوصف مستويات الذكاء التي يتمتع بها الطلبة العرب، وأيها أكثر شيوعاً، وعلاقة ذلك بكثير من المتغيرات الديمغرافية كالجنس وغيرها، واستخدامه لكشف العلاقة بين درجة الطلبة على هذا المقياس مع الكثير من المتغيرات التربوية الأخرى الهامة كالتحصيل، وفعالية الذات، والقدرة على حل المشكلات، والتخصص الأكاديمي وغيرها. ونظراً إلى أهمية القرارت التي قد تبنى على نتائج تطبيق هذا المقياس مع متغيرات أخرى تساهم في تنمية وتطوير الطلبة، إضافةً إلى أهمية تقدير الطالب لذاته من خلال معرفته بأنه يتمتع بذكاء جيد أو مرتفع في بعض الأحيان لنوع أو أكثر من أنواع الذكاءات، ممّا قد يعد دافعاً قوياً نحو التطور والنجاح في الحياة. إذ إن هذا المقياس وضع في العام (١٩٩٩م) وعُرِّب ليناسب البيئة السعودية من قبل البلعاوي (٢٠١١) دون وجود أي دراسة تناولت البنية العاملية للمقياس (في حدود اطلاع الباحثة)، ونظراً إلى أن المقاييس بحاجة دورية لاعادة التحقق من كفاءتها، واحتمالية تغاير النتائج باختلاف عينات الدراسة والتطور عبر الزمن، وبما أن البعض أشار إلى أن الكثير من المقاييس التي تم التحقق منها سابقاً تُعدّ مقاييس جيدة، وعند مراجعتها من قبل باحثين آخرين وتطبيقها على عينات أخرى، وفي أوقات زمنية أخرى، وظروف مختلفة، أظهرت غير ذلك (Levine, Hullett, Turner & Lapinski, 2006) ونظراً إلى كثرة استخدام مقياس مكنزي من قبل الباحثين بكثرة، إضافة إلى عدم اتفاق الباحثين على بنية الذكاءات المتعددة، وطبيعة علاقتها المشتركة، إذ أشار البعض إلى انفصال هذه الأنواع عن بعضها البعض مع امكانية ارتباط بعضها ارتباطًا معقدًا نسبياً (Gardner, 1993). بينما أفاد البعض الاخر بأن هذه الذكاءات يمكن التعبير عنها من خلال ثلاثة مجالات رئيسية منفصلة عن بعضها البعض ويندرج تحت كل مجال عدد من الذكاءات وهي المجال التحليلي، والمجال الاستبطاني، والمجال التفاعلي (Mckenzie, 2002). وذهب البعض الآخر إلى تفسير هذه الذكاءات على أنها ذكاءات فرعية تتدرج تحت عامل عام واحد وهو ما يعرف بالذكاء العام أو العامل العام للذكاء (g Factor) وأن بعض الذكاءات غير المعرفية مثل الذكاء الموسيقي، والذكاء الشخصي، والذكاء الجسدي ارتبطت مع العامل العام ضعيفًا مما

يقود إلى عدها مهارات أو مواهب أكثر منها أنواع ذكاء (Visser, Ashton, & Vernon, 2006). بينما أفاد البعض الآخر بأن جميع هذه الأنواع إنما هي أنواع ذكاء يرتبط بعضها مع بعض وتندرج تحت عامل عام وهو الذكاء العام (عبد القادر وأبو هاشم، ٢٠٠٧).

تبعاً لما سبق ذكره من تضارب الآراء حول بنية الذكاءات المتعددة ومكوناتها، إضافة إلى النقص الشديد في الدراسات التي تناولت صدق البناء لمقياس مكنزي، كان لا بد من التحقق من البنية العاملية لهذا المقياس لتأكيد دقة نتائجه إضافة إلى أن هذا الإجراء يقدم فائدة إضافية وهي محاولة التحقق من صدق نظرية الذكاءات المتعددة، وطبيعة العلاقة بين أنواع الذكاءات المختلفة. وتم ذلك باستخدام التحليل العاملي الاستكشافي بداية محاولةً للكشف الأولي عن بنية المقياس بسبب تعدد الآراء واختلافها حول ارتباط أنواع الذكاء بعضها مع بعض، ومن ثمّ استخدام التحليل العاملي التوكيدي للتحقق من النماذج النظرية التي خلصت إليها الدراسات السابقة، إضافة إلى ما تفرزه نتائج التحليل العاملي الاستكشافي في حال أفرزت نتائجه نموذجاً جديداً لمكونات الذكاءات والعلاقات بينها، وهي كالآتي:

أ. النموذج (A): نموذج يفترض وجود تسعة أنواع من الذكاءات المنفصلة عن بعضها تبعاً لما أشار له جاردنر عند وضعه للنظرية (Gardner, 1993).

ب. النموذج (B): نموذج يفترض وجود تسعة أنواع من الذكاءات المرتبطة مع بعضها تبعاً لما أشار له جاردنر فيما بعد من إمكانية ارتباطها على نحو معقد (جابر، ١٩٩٧).

ج. النموذج (C): نموذج يفترض وجود ثلاث مجالات رئيسية منفصلة وهي: المجال التحليلي (يتضمن كلاً من الذكاء الطبيعي، والمنطقي، والموسيقي)، والمجال الاستبطاني (يتضمن كلاً من الذكاء المكاني، والوجودي، والشخصي)، والمجال التفاعلي (يتضمن كلاً من الذكاء الجسدي، واللفظي، والاجتماعي) (Mckenzie, 2002).

د. النموذج (D): نموذج يفترض وجود عامل عام يمثل الذكاء العام (g) وتسعة أنواع من الذكاءات تتوزع حوله والمقترح من قبل فيسر وزملائه (Visser, Ashton, & Vernon, 2006). بناءً على ما سبق، يمكن تحديد مشكلة الدراسة في الإجابة عن الأسئلة الآتية:

١. ما البنية العاملية لمقياس مكنزي للذكاءات المتعددة (Mckenzie MI) باستخدام التحليل العاملي الاستكشافي؟

٢. ما مدى جودة ملاءمة بيانات مقياس مكنزي للذكاءات المتعددة (Mckenzie MI) مع النماذج المقترحة (A, B, C, D) لمواصفات البناء الداخلي للاختبار باستخدام التحليل العاملي التوكيدي؟

أهمية الدراسة

الأهمية النظرية:

- تحديد البنية العاملية لمقياس مكنزي للذكاءات المتعددة ومدى مطابقتها للنماذج المقترحة التي خلصت لها الدراسات السابقة حول مكونات الذكاءات المتعددة والعلاقات بينها.
- مقارنة نتائج التحليل العاملي الاستكشافي والتحليل العاملي التوكيدي ومحاولة الاستفادة من كلا الطريقتين للخروج بمقاييس ذات بنية عاملية قوية.

الأهمية التطبيقية: توفّر الدراسة صورة تتمتع ببنية عاملية قوية وخصائص سيكومترية مقبولة لمقياس مكنزي للذكاءات المتعددة.

هدف الدراسة

هدفت هذه الدراسة إلى الكشف عن الخصائص السيكومترية لمقياس مكنزي للذكاءات المتعددة (Mckenzie MI) بصورته المعرّبة على البيئة السعودية، كما هدفت إلى الكشف عن البنية العاملية للمقياس باستخدام أسلوبين من أساليب التحليل العاملي هما: التحليل العاملي التوكيدي والاستكشافي ممّا يساعد في التحقق من صدق بناء الاختبار والكشف عن مظاهر القوة ومظاهر الضعف (إن وجدت).

أفراد الدراسة

لتحقيق أغراض الدراسة قامت الباحثة بتحديد الحد الأدنى لعدد أفراد الدراسة تبعاً لنسبة عدد المتغيرات إلى أفراد العينة لغايات التحليل العاملي بحيث يكون العدد في حدود (٤٥٠) طالبة، وبعدها اختيرت عينة عشوائية عنقودية بحيث كانت الشعبة هي وحدة الاختيار. وقد تكّون أفراد الدراسة من (٤٣٨) طالبة من طالبات كلية التربية للبنات في جامعة القصيم للعام الجامعي ١٤٣٥/١٤٣٦هـ التي تضم قسمي علم النفس والتربية الخاصة تطوعن للاستجابة على المقياس كعينة متوافرة، والتي تكونت من (٢٥٠) طالبة من طالبات قسم علم النفس بواقع أربع شعب و(١٨٨) طالبة من طالبات قسم التربية الخاصة بواقع ثلاث شعب.

أداة الدراسة

استُخدم مقياس مكنزي للذكاءات المتعددة المطور من قبل البلعاوي (٢٠١١) ليتناسب مع البيئة السعودية، والمكون من (٩٠) فقرة ثنائية التدريج موزعة على (٩) أنواع من الذكاءات، إذ تعطى الفقرة التي تتناسب مع المفحوص والتي استجاب لها بوضع علامة (√) الدرجة (١)، وتعطى الفقرة التي لم تتناسب معه والتي تركت فارغة الدرجة (٠).

صدق الاختبار

صدق المحكمين: قامت الباحثة بعرض الاختبار بصورته المعربة من قبل البلعاوي (٢٠١١) على عشرة محكمين ممن يحملون درجة الدكتوراة في تخصصات علم النفس والقياس والتقويم والتربية الخاصة، اعتمدت نسبة اتفاق (٨٠٪) للإبقاء على الفقرة كما هي، وبناء على ملحوظات المحكمين عُدلت في صياغة (٢٥) فقرة من فقرات المقياس التي أفاد ثلاثة محكمين على الأقل بضرورة تعديل صياغتها.

صدق المقارنات الطرفية: كما قامت الباحثة بالتحقق من صدق المقارنات الطرفية للمقياس بحساب قيمة اختبار (ت) لمجموعتين مستقلتين (t - test for two independent samples) لأعلى وأدنى (٢٥٪) من أفراد العينة التجريبية، وقد كانت قيم (t) لكل جزء من أجزاء الاختبار كما هو مبين في

جدول (١)
قيم (t) لدلالة صدق المقارنات الطرفية لأجزاء الاختبار التسعة

	Verb	Math	Vis	Bod	Inter	Intra	Mus	Nat	Exis
t	20.7**	22.7**	20.7**	28.0**	22.8**	18.9**	20.0**	20.7**	26.9**

يبين جدول (١) أن جميع قيم (t) قد تمتعت بدلالة إحصائية عند مستوى الدلالة (٠,٠١)، مما يدلل على صدق المقياس في مقارنة المجموعتين العليا والدنيا.

ثبات الاختبار:

بعد التحقق من صدق الاختبار، تم حساب ثبات الاختبار بطريقة كرونباخ – ألفا مؤشرًا على ثبات التجانس الداخلي للمقياس وذلك كما هو مبين في جدول (٢).

جدول (٢)
قيم معاملات كرونباخ ألفا لأجزاء الاختبار التسعة

	Verb	Math	Vis	Bod	Inter	Intra	Mus	Nat	Exis
Alpha	0.78	0.74	0.65	0.68	0.60	0.76	0.67	0.84	0.86

يُظهر جدول (٢) قيم مؤشرات ثبات الأبعاد الفرعية للمقياس، التي تُظهر تمتع المقياس بمستوى مقبول من الثبات، وقد تمتعت فقرات المقياس التي تقيس الذكاء الوجودي (Existential) بأعلى قيمة لمؤشر الثبات بينما كانت أدنى قيمة لمؤشر الثبات لفقرات المقياس الخاصة بالذكاء الاجتماعي (Interpersonal).

مصطلحات الدراسة

الذكاءات المتعددة: هي محصلة تفاعل عدد من القدرات المتداخلة والمترابطة فيما بينها وأن الذكاء مقسم إلى عدد من القدرات العقلية التي ليس بالضرورة أن يتمتع الفرد بها جميعاً أو أكثر من قدرة منها.

صدق البناء الداخلي: يعرف على أنه اتساق مكونات الاختبار مع البنية المفاهيمية لمكونات السمة موضع القياس، والعلاقات فيما بينها (Messick, 1993)، إذ يجب أن تتسق نوعية العوامل وعواملها التي تجمع الارتباطات بين فقرات الاختبار على نوعية عوامل السمة وعددها التي يقيسها الاختبار نظرياً.

التحليل العاملي الاستكشافي: هو أحد أنواع التحليل العاملي ويقوم على اختزال المجموعات الكبيرة نسبياً من المتغيرات إلى مجموعات أخرى أكثر قابلية للتحكم ، واستخلاص العلاقات غير المحددة مسبقاً بين المتغيرات لبناء نظرية محددة (Conway & Huffcutt, 2003).

التحليل العاملي التوكيدي: هو أحد أنواع التحليل العاملي وأكثرها قوة لاختبار طبيعة العلاقات بين البُنى الكامنة المختلفة، يقوم باختبار فرضيات وُضعت مسبقاً حول العلاقة بين كل من المتغيرات المُلاحظة والمتغيرات الكامنة (Brown, 2006).

محددات الدراسة

محددات مكانية: تحددت عينة الدراسة في منطقة القصيم.

محددات زمنية: العام الدراسي ١٤٣٥/١٤٣٦هـ.

محددات بشرية: اقتصرت عينة الدراسة على طلبة جامعة القصيم.

محددات موضوعية: اقتصرت متغيرات الدراسة على مؤشرات صدق البناء العاملي لمقياس ماكنزي للذكاءات المتعددة.

محددات التعميم: يعتمد تعميم نتائج هذه الدراسة على درجة تمثيل المقياس المستخدم في الدراسة وهو مقياس مكنزي للذكاءات المتعددة.

المعالجات الإحصائية

١. للإجابة عن السؤال الأول : تم حساب قيم الجذر الكامن للعوامل (Eigen root value) كما تم استخراج نسبة التباين المفسر (Explained variance) لكل عامل والعوامل ككل دون تحديد عدد العوامل، ثم اعادة التحليل بتحديد عدد العوامل واستخراج النتائج باستخدام الحزمة الاحصائية (FACTOR v10.3).

٢. للإجابة عن السؤال الثاني: زُجري التحليل العاملي التوكيدي باستخدام البرنامج الإحصائي (Amos) واستخراج مؤشرات الملاءمة للنماذج المقترحة.

نتائج الدراسة

بهدف استخراج نتائج الدراسة اسُخدِمت الحزمة الإحصائية (FACTOR v10.3) لاستخراج نتائج التحليل العاملي الاستكشافي، وقد بلغت نسبة المفحوصين إلى المتغيرات (١:٥) تقريباً، وتعدُّ نسبة كافية لإجراء التحليل العاملي (Kline, 2011). بعدها استخرجت مقاييس دقة العينة باستخدام كل من مؤشر كايزر ماير أولكن (KMO) Kaiser- Myer- Olkin واختبار بارتليت (Bartlett's Test of Sphericity) وهذا ما يبينه جدول (٣).

جدول (٣)
قيم مؤشر (KMO) واختبار بارتليت (Bartlett's Test of Sphericity)

Kaiser- Myer- Olkin(KMO)		0.92
Bartlett's Test of Sphericity	Chi Square	20217.712
	Df	4005
	Sig.	0.00

يبين جدول (٣) أن قيمة مؤشر (KMO) قد تجاوزت القيمة الدنيا المقبولة لدقة العينة وهي (٠,٥)، وتُصنف العينة إذا بلغت قيمة هذا المؤشر (٠,٩ s) على أنها جيدة، كما أن اختبار بارتليت (Bartlett's Test of Sphericity) أظهر دلالةً Nحصائيةً لتوزيع العينة مما يشير إلى أن عينة الدراسة مناسبة لأغراض التحليل العاملي.

أولاً: النتائج المتعلقة بالسؤال الأول: كان السؤال الأول في هذه الدراسة « ما البنية العاملية لمقياس مكنزي للذكاءات المتعددة (Mckenzie MI) باستخدام التحليل العاملي الاستكشافي؟"

وللاجابة عن هذا السؤال أُجري التحليل العاملي الاستكشافي للعينة باستخدام الحزمة الإحصائية (FACTOR v10.3)، إذ يقوم هذا البرنامج باقتراح العدد الأمثل للعوامل، اضافة إلى إمكانية تقدير دقة الحل العاملي من خلال مؤشرات إحصائية إضافية، وتم ذلك باستخدام سلسلة من الاجراءات كما يلي:

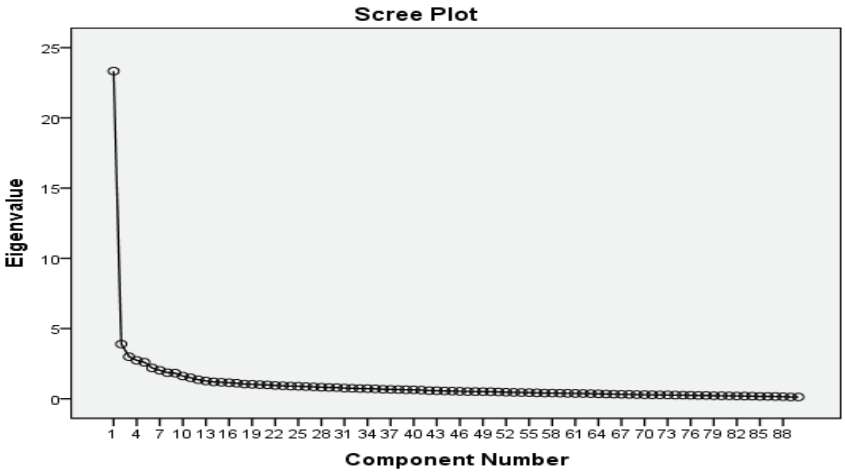
- طريقة استخراج العوامل (Method of Extraction): استُخدمت إحدى الطرق الأكثر شهرة لاستخراج العوامل وهي طريقة المكونات الأساسية (Principal Component) دون

تحديد عدد العوامل، وتعمل هذه الطريقة على محاولة تفسير أكبر قدر من التباين غير المفسر المتبقي بعد استخراج كل عامل، وقد أظهرت النتائج وجود (١٩) عاملا جذورها الكامنة تزيد على (١) بتباين مفسر بلغ (٦٢,٥٪)، كما تقاربت قيم الجذور الكامنة في العوامل مما يستلزم مؤشرات أخرى لإمكانية الحكم على عدد العوامل. ويبين جدول (٤) الجذور الكامنة ونسب التباين على العامل والنسبة التراكمية للعوامل.

جدول (٤)
الجذور الكامنة ونسب التباين على العامل والنسبة التراكمية للعوامل

Component	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Eigen value	23.60	3.93	2.99	2.74	2.60	2.23	2.05	1.86	1.83	1.61
% of Variance	0.26	0.04	0.03	0.03	0.03	0.03	0.02	0.02	0.02	0.02
Cumulative %	0.26	0.31	0.34	0.37	0.40	0.42	0.45	0.47	0.49	0.51
Component	11	12	13	14	15	16	17	18	19	
Eigen value	1.54	1.33	1.26	1.19	1.18	1.13	1.10	1.05	1.03	
% of Variance	0.02	0.02	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	
Cumulative %	0.52	0.54	0.55	0.56	0.58	0.59	0.60	0.61	0.63	

يبين جدول (٤) وجود عامل عام بقيمة جذر كامن كبيرة بلغت (٢٣,٥٩٧) بتباين مقداره (٢٦,٢٦٢٪) بالمقارنة مع بقية العوامل، كما تمتعت العوامل من اثنين إلى سبعة بقيم جذور كامنة تزيد عن (٢) بنسب تباين تراوحت (٢,٣٪ - ٤,٤٪)، بينما تمتعت العوامل من ثمانية إلى تسعة عشر بقيم جذور كامنة متقاربة. كما كانت نسب التباين المفسرة من قبل هذه العوامل صغيرة نسبياً مما لا يتيح إمكانية الحكم على عدد العوامل. لذلك تم اللجوء إلى الرسم البياني للجذور (Scree Plot) من خلال تمثيل الجذور الكامنة بيانياً لمحاولة تحديد عدد العوامل التي يفرزها المقياس وذلك كما هو مبين في الشكل (١).



الشكل (١)
رسم بياني لقيم الجذور الكامنة والعوامل

يبين الشكل (١) أن الرسم البياني للعوامل يُظهر إمكانية وجود عامل عام إضافة إلى نقطتي تحوّل غير واضحتين الأولى: عند العامل الخامس والثانية: عند العامل التاسع، وتبعاً لما أشار له كل من رسكيو وروش (Ruscio & Roche, 2012) فإن الرسم البياني للجذور الكامنة يفتقر في كثير من الأحيان إلى الدقة في الحكم على عدد العوامل مما يشير إلى أهمية اللجوء لطريقة أكثر دقة في الحكم على عدد العوامل المستخرجة. لذلك تم اللجوء إلى أسلوب التحليل الموازي (Parallel Analysis) للبيانات باستخدام البرنامج الإحصائي (FACTOR v10.3) الذي يتميز بتقديم عدد العوامل الأنسب بالاعتماد على التحليل الموازي، وهوعبارة عن إجراء يقوم على توليد بيانات عشوائية موازية لحجم عينة الدراسة، ومن ثم مقارنة قيمة الجذر الكامن للعوامل المُستخرجة من بيانات عينة الدراسة التجريبية مع قيم الجذر الكامن الموازية لها للبيانات العشوائية، اذ يعدّ العامل هاماً في حال كانت قيمة الجذر الكامن المُستخرج من البيانات التجريبية أكبر من العامل الكامن المُناظر له في البيانات العشوائية، وقد أظهرت النتائج وجود تسعة عوامل رئيسة مسؤولة عن التباين تبعاً لهذه الطريقة التي تُعدّ الأفضل والأكثر دقة في استخراج عدد العوامل (Henson & Roberts, 2006). وذلك ما يبينه جدول (٥).

جدول (٥)
نتائج التحليل الموازي للجذور الكامنة

Component	Real-data	Mean of random	95 percentile of rando
	Eigenvalues	eigenvalues	Eigenvalues
1	23.597*	2.043	2.114
2	3.925*	1.972	2.029
3	2.994*	1.917	1.964
4	2.741*	1.871	1.915
5	2.604*	1.830	1.869
6	2.225*	1.792	1.831
7	2.052*	1.755	1.791
8	1.861*	1.720	1.755
9	1.831*	1.687	1.722
10	1.613	1.657	1.688
11	1.540	1.628	1.656
12	1.332	1.600	1.629
13	1.260	1.571	1.599
14	1.193	1.544	1.571
15	1.175	1.520	1.547
16	1.125	1.495	1.520
17	1.100	1.470	1.494
18	1.045	1.446	1.473
19	1.027	1.424	1.447

يبيّن جدول (٥) أن نتائج التحليل الموازي قد أظهرت وجود تسعة عوامل رئيسة كانت المسؤولة عن تباين استجابات أفراد الدراسة على مقياس مكنزي للذكاءات المتعددة. وتبعاً لذلك أُعيد التحليل بتحديد عدد العوامل بتسعة عوامل لاستخراج مصفوفة التشبعات على الفقرات لتحديد نوع التدوير المناسب من خلال فحص مصفوفة الارتباطات بين العوامل.

وأظهرت النتائج وجود علاقة بين العوامل التسعة وذلك ما يبينة الملحق (١). وبناء على ما سبق أُجري التدوير المائل باستخدام طريقة (Promaj) التي تستخدم تقنية تعظيم المتجه بهدف الحصول على مطابقة أفضل للبيانات وهي طريقة قريبة من طريقة (Promax) في التدوير. ويبين جدول (٦) مصفوفة التشبعات على العوامل بعد التدوير.

جدول (٦)
تشبعات فقرات مقياس مكنزي على العوامل الناتجة

item	Component									Component								
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	Item	1	2	3	4	5	6	7	8	9
n1				0.33						s6	0.66								
n2						0.51				s7	0.74								
n3								0.35		s8	0.76								
n4						0.51				s9	0.59								
n5				0.56		0.43				s10	0.55								
n6				0.73						b1								0.43	
n7						0.50				b2								0.35	
n8						0.40				b3								0.48	
n9						0.67				b4						0.30			
n10						0.51				b5								0.56	
m1			0.76							b6		0.40				0.40		0.31	
m2			0.43							b7			0.47						
m3			0.68							b8		0.53							
m4			0.65							b9								0.61	
m5			0.57							b10								0.38	
m6			0.55							l1				-.32					
m7			0.78							l2							0.64		
m8			0.71							l3							0.52		
m9			0.71							l4							0.53		
m10			0.65							l5							0.48		
mt1				0.53						l6							0.66		
mt2				0.48						l7							0.54		
mt3				0.34						l8							0.47		
mt4				0.48						l9							0.66		
mt5					0.31					l10							0.54		
mt6		0.43		0.36						p1					0.70				
mt7		0.37		0.32						p2					0.72				
mt8				0.53						p3					0.68				
mt9		0.50								p4					0.60				
mt10		0.44		0.58						p5					0.63				
ex1									0.47	p6					0.50				
ex2									0.55	p7					0.65				
ex3									0.67	p8					0.79				
ex4									0.43	p9					0.75				
ex5									0.59	p10					0.68				
ex6									0.69	v1		0.56							
ex7									0.75	v2		0.39							
ex8									0.76	v3		0.71							
ex9									0.68	v4		0.75							
ex10									0.75	v5		0.78							
s1	0.54									v6		0.82							
s2	0.55									v7		0.80							
s3	0.70									v8		0.47	0.37						
s4	0.60									v9		0.86							
s5	0.64									v10		0.70							

يبيّن جدول (٦) وضوح العوامل التسعة بعد عملية التدوير، كما يبين توزيع فقرات مقياس مكنزي للذكاءات المتعددة على هذه العوامل، ويظهر الجدول وجود بعض الفقرات التي لم تتشبع على البعد الخاص بها مثل الفقرات (n1, n3 , n6) الخاصة بالذكاء الطبيعي، فالفقرة (n1) تشبعت على العامل الذي يمثل الذكاء المنطقي الرياضي بتشبع مقداره (٠,٣٢٥) وعند مراجعة محتواها (أستمتع بتصنيف الأشياء وفق سمات مشتركة) وُجد أن محتوى الفقرة قد يقيس قدرات منطقية خاصة بعمليات التصنيف وما يتبعها من تحليلات منطقية الأمر الذي أظهر مثل هذه النتيجة. كما أن الفقرة (n3) تشبعت على العامل الذي يمثل الذكاء المنطقي بتشبع بلغ (٠,٣٥١)، وعند الرجوع إلى محتوى الفقرة (أستمتع بأنشطة السير على الأقدام) وُجد أن الفقرة قد ترتبط ارتباطًا ضعيفًا بالتفكير المنطقي إذ أن السير في الطبيعة قد يثير تساؤلات ويدعو الفرد إلى عمل استدلالات وتأملات حول ما يحيط به من ظواهر مختلفة. كما تشبعت الفقرة (n6) على العامل الذي يمثل الذكاء الرياضي المنطقي تشبعاً عالياً بلغ (٠,٧٣٢) وعند الرجوع لمحتوى الفقرة (أستطيع التعامل مع الأشياء عندما تكون منظمة) وُجد أن الفقرة أيضاً قد تقيس القدرات المنطقية فيما يخص التحليل والتنظيم. كما تشبعت الفقرة (n5) تشبعاً ثنائياً على عاملها الذي يمثل الذكاء الطبيعي إضافة إلى تشبع بلغ (٠,٥٥٥) على العامل الذي يمثل الذكاء المنطقي وعند مراجعة محتواها (أهتم بالحفاظ على الطبيعة) وُجد أن الفقرة قد تمثل الجانب المنطقي، فالاشخاص الذين يمتلكون تفكيراً منطقياً يقدرون قيمة الطبيعة ومكوناتها ويحرصون على الحفاظ على الثروات البيئية واستغلالها استغلالاً أمثل.

كما تشبعت الفقرة (mt5) على العامل الذي يمثل الذكاء الشخصي بتشبع بلغ (٠,٣٠٧)، بينما لم تتشبع على العامل الخاص بها وهو الذكاء المنطقي، وعند مراجعة محتوى الفقرة (أستطيع إجراء عمليات حسابية سريعة وكاملة في رأسي)، وُجد أن محتوى الفقرة قد يقيس الذكاء الشخصي لما يتمتع به الأشخاص الذين يمتلكون قدرة حسابية عالية من ثقة كبيرة بالنفس وإحساس قوي بقدراتهم ومهاراتهم. كما تشبعت الفقرة (mt9) على العامل الذي يمثل الذكاء البصري بتشبع بلغ (٠,٥٠٠)، ولم تتشبع على عاملها الذي هو الذكاء المنطقي الرياضي، وعند الرجوع إلى محتوى الفقرة (يشكل العمل على برامج الكمبيوتر وقواعد البيانات مكافأة لي) وُجد أن محتوى الفقرة قد يرتبط بقدرة الفرد على التعامل مع البرامج الحاسوبية التي تتطلب في بعض الأحيان قدرة بصرية لاستخدام التخيلات العقلية في حل المشكلات، إضافة لما يتطلب هذا العمل من حساسية لكل من اللون والخط والمجال والمساحة. وقد تشبعت الفقرة (mt6) تشبعاً ثنائياً على العامل الذي يمثلها إضافة إلى العامل الذي يمثل الذكاء البصري

بتشبع بلغ (٠,٣٦٠)، وعند الرجوع لمحتوى الفقرة (أستمتع بالألغاز التي تتطلب الاستدلال والتفكير) وُجد أن محتوى الفقرة قد يرتبط بقدرة الفرد على التمييز البصري كما هو الحال في كثير من الألغاز الشكلية، كإيجاد الفروق بين صورتين وغيرها. كما تشبعت الفقرة (mt7) تشبعاً ثنائياً على العامل الذي يمثلها إضافة إلى العامل الذي يمثل الذكاء البصري بتشبع بلغ (٠,٣٧٤)، وعند الرجوع لمحتوى الفقرة (لا أستطيع البدء بحل الواجبات إلا بعد أن احصل على اجابات على كل أسئلتي)، وُجد أن محتوى الفقرة قد يرتبط بشكل ضعيفًا بالتساؤلات الذهنية التي سيعيشها الفرد ويستغرق فيها عند البحث عن إجابات للأسئلة التي يحاول حلها. كما تشبعت الفقرة (mt10) تشبعاً ثنائياً على العامل الذي يمثلها اضافة إلى العامل الذي يمثل الذكاء البصري بتشبع بلغ (٠,٤٣٥)، وعند الرجوع إلى محتوى الفقرة (أشعر بالرضا عن الأشياء إذا كانت ذات معنى) وُجد أن محتوى الفقرة يرتبط بالقدرة البصرية والمكانية من خلال ربط الأفكار بالعالم المحسوس مما يجعلها أسهل فهماً وهذا يجعل المرء يشعر بالرضا عن نفسه شعورً كبيرًا.

وقد تشبعت الفقرات (b4, b7, b8) في الذكاء الجسدي على أبعاد مختلفة عن بعدها الأصلي، فقد تشبعت الفقرة (b4) على البعد الذي يمثل الذكاء الطبيعي بتشبع بلغ (٠,٣٠٢)، وعند الرجوع إلى محتوى الفقرة (أفضل الاتصالات غير اللفظية كلغة الإشارة)، ومقارنتها مع محتوى الفقرة في المقياس الأصلي (I value non-verbal communication such as sign language) وُجد أن الترجمة كانت غير دقيقة، إذ إن الفقرة الأصلية لم تحمل معنى التفضيل، بل كان الأولى أن تُصاغ على النحو (أقدر أهمية أساليب التواصل غير اللفظية كالإيماءات والإيحاءات)، فوجود مصطلح التفضيل تجعل المستجيب يوافق على المحتوى في حال التفضيل فقط، ومن البديهي أن الانسان بطبيعته يُفضل التواصل اللفظي الذي يتخلله في بعض الأحيان الإيماءات والإشارات، الأمر الذي قد يكون دفع الفقرة لتميل إلى الذكاء الموسيقي وارتباطه بالرقص ووجود بعض الإيماءات والإيحاءات الفنية، كما قد يعزى التشبع على الذكاء الطبيعي لأهمية الايماءات والحركات التي يستخدمها البعض في التعامل مع الحيوانات وما يتصل بالكائنات الحية في الطبيعة. كما تشبعت الفقرة (b7) من الذكاء الجسدي على العامل الذي يمثل الذكاء الموسيقي بتشبع بلغ (٠,٤٦٦)، وعند الرجوع إلى محتوى الفقرة (أعدّ التعبير بالرقص أمراً جميلاً) وُجد أن محتوى الفقرة قد لا يتناسب مع ثقافة المجتمع، فالتعبير بالرقص (أو ما يُعرف بالرقص التعبيري) يعد نوعاً ما مخالفاً لثقافة المجتمعات العربية عموماً والمجتمع السعودي خاصةً، فهو مجتمع محافظ ومتمسك بتعاليم الدين الإسلامي، كما

أن ثقافته مستمدة من تعاليم الدين الاسلامي، وهذا أمر يتعارض مع ثقافة الرقص التعبيري، فقد يكون من الأفضل أن تُصاغ الفقرة على النحو (أنا أحب الرقص). كما تشبعت الفقرة (b8) على العامل الذي يمثل الذكاء البصري بتشبع بلغ (٠,٥٢٦)، وعند الرجوع إلى محتوى الفقرة (أحب العمل بالأدوات) وُجد أن محتوى الفقرة قد يعبّر عن استخدام القدرة البصرية في تكوين الصور والوعي بالأشكال والألوان والتركيبات التي تنتج عن هذه الأدوات.

كما امتلكت الفقرة (b6) تشبعاً على العامل الخاص بها إضافة إلى تشبعها على عاملي الذكاء الطبيعي والبصري، وعند مراجعة محتوى الفقرة (أستمتع بالفنون والصناعات الحرفية)، وُجد أنها قد ترتبط بالقدرة البصرية فيما يرتبط بالفنون كالفن التشكيلي، إضافة إلى ارتباطها بالذكاء الطبيعي إذ إن الطبيعة ومحتوياتها تشكل مصدر الهام لكثير من الفنانين والحرفيين. بينما تشبعت الفقرة (l1) على العامل الذي يمثل الذكاء المنطقي تشبعاً سالباً بلغ (-٠,٣١٨) بدلا من التشبع على الذكاء اللفظي وعند مراجعة محتواها (أستمتع بقراءة كل الموضوعات) وُجد أن المحتوى قد يمثل معنى سالباً للمنطق، إذ إن المتعة تقتضي الاهتمام بالشيء وقد لا نجد من هم مهتمون بجميع الموضوعات دون استثناء. كما تشبعت الفقرة (v8) على عاملها إضافة إلى تشبعها على العامل الذي يمثل الذكاء الموسيقي، وعند مراجعة الفقرة وُجد أن محتوى الفقرة (تشدني الموسيقى المصورة (الفيديو كليب) كثيراً) يرتبط فعلاً بالجانب الموسيقي الأمر الذي أدى لمثل هذه النتيجة.

وتبعاً لما سبق، يتبين أن مقياس مكنزي يتكون من تسعة عوامل رئيسة ، كما أن الفرق في قيمة كل من الجذر الكامن ونسبة التباين للعامل الأول مقارنة مع بقية العوامل تدل مبدئياً على احتواء المقياس على عامل عام، وللتحقق من ذلك استخدم التحليل العاملي من الدرجة العليا (Higher order factor analysis) باستخدام حل شميد وليمن (Shmid-Leiman Solution) الذي يعد طريقة تقدم أدلة إضافية للعلاقات بين المتغيرات والعوامل، وتقوم على حساب العلاقات المباشرة بين العوامل من الدرجة العليا والمتغيرات الرئيسة، وتستخدم لإثبات وجود بُنىً عامةً أعلى من البُنى من الدرجة الأولى (Shmid & Leiman,1957; Gorsuch, 1983).

وقد أُجري تحليل عاملي من الدرجة الثانية بوصفه طريقة موضوعية للحكم على وجود عامل عام أو أكثر وذلك كما هو مبين في جدول (٧).

جدول(٧)
تشبعات العوامل التسعة على العامل العام (G1)

Factor	Soc	Vis	Mus	Math	Pers	Nat	Ling	Bod	Exis	Total variance
G1	0.682	0.666	0.730	0.660	0.524	0. 710	0.548	0.569	0.716	0.4214

يبين جدول (٧) وجود عامل عام فُسِر (٤٢,١٤٪) من تباين العوامل التسعة، وتبعاً لما أفاده جورسج (Gorsuch, 1983)، فانه وفي حال أفرز التحليل العاملي من الدرجة الثانية عاملاً عاماً امتلك نسبة من التباين بلغت (٤٠٪) فأكثر فإن هذا العامل يُعدّ عاملاً عاماً مهماً. وللتحقق من وجود عاملٍ عامٍ ثانٍ، أجري تحليل عاملي من الدرجة الثالثة كما يبين جدول (٨).

جدول (٨)
تشبعات العوامل التسعة على العاملين العامين (G2,G1)

Factor	Soc	Vis	Mus	Math	Pers	Nat	Ling	Bod	Exis	Total variance
G1	0.498	0.333	0.311	0.549	0.387	0.415	0.617	0.736	0.331	0.2345
G2	0.360	0.369	0.745	0.381	0.583	0.624	0.348	0.337	0.456	0.2375

يتضح من جدول (٨) أن التحليل العاملي من الدرجة الثالثة أظهر فشل نموذج العاملين (Bifactor)، فلم يتحقق معيار نسبة التباين المطلوبة لعد العامل الثاني عاملاً عامًا من درجة أعلى وهي (٤٠٪)، لذلك لا داعي لعمل تحليل عاملي من الدرجة الرابعة. مما يعني أن بيانات مقياس نموذج مكنزي تمتلك عاملاً عاماً وحيداً إضافة إلى تسعة عوامل فرعية، ويبين الملحق (٢) مصفوفة تشبّع فقرات المقياس على العوامل من الدرجة الأولى والعامل العام من الدرجة الثانية، وفي حال تشبعت الفقرة على العامل العام بمقدار يزيد على تشبعها على عاملها الخاص فإن هذه الفقرة تقيس امتلاك الفرد لذلك العامل من الدرجة الثانية قياسًا أكبر من قياسها للعامل الذي تتبعه، وقد ظُلِّلت الفقرات التي تشبعت على العامل العام لتوضيحها.

تبعاً لما سبق يمكن القول إن التحليل العاملي الاستكشافي أظهر أن التباين في درجات أفراد العينة على مقياس مكنزي للذكاءات المتعددة يمكن عزوه لعامل عام كامن إضافة تسع ةعوامل رئيسة مسؤولة عن تباين استجابات عينة الدراسة على هذا المقياس، فقد فسرت هذه العوامل ما مقداره (٤٨,٧٪) من التباين وهي كالآتي: الذكاء اللغوي، والذكاء المنطقي، والذكاء المكاني، والذكاء الحركي، والذكاء الاجتماعي، والذكاء الشخصي، والذكاء الموسيقي، والذكاء الطبيعي، والذكاء الوجودي. وقد تم حساب مؤشر جذر متوسط مربعات البواقي (Root Mean Square Residuals(RMSR)) لتقدير مطابقة النموذج الناتج باستخدام محك كيلي، إذ

يعدّ النموذج مقبولاً في حال قلّت قيمته عن محك كيلي (Kelly's Criterion=٠,٠٤٧٨)، وقد بلغت قيمته (٠,٠٣٨) وهذا يعني مطابقة النموذج ذي التسعة عوامل للبيانات. وقد اتفقت هذه النتيجة التي تشير إلى أن عدد العوامل المستخرجة من التحليل العاملي الاستكشافي كانت تسعة عوامل وعامل عام كامن كلياً مع نتيجة دراسة عبد القادر وأبو هاشم (٢٠٠٧)، وقد تُعزى مثل هذه النتيجة إلى تشابه مجتمعي الدراسة في الخصائص الثقافية والاجتماعية والدينية واللغة. إلا أنها اتفقت جزئيا مع دراسة كل من مهيب وباغري (Moheb & Bagheri, 2013) ودراسة كل من بهاري وشهلا (Bahare & Shahla, 2014) الذين أجروا تحليلاً عاملياً استكشافياً لمقياس مكنزي، الا أن أيًا منهم لم يثبت وجود عامل كامن عام، وهذا وجه الاختلاف بين الدراسة الحالية وهاتين الدراستين، بينما اكتفت باقي الدراسات باستخراج معامل الارتباط للفقرة مع الدرجة الكلية على البعد للتحقق من صدق البناء.

ثانياً: النتائج المتعلقة بالسؤال الثاني: كان السؤال الثاني في هذه الدراسة: « ما مدى جودة ملائمة بيانات مقياس مكنزي للذكاءات المتعددة (Mckenzie MI) مع النماذج المقترحة (A, B, C, D) لمواصفات البناء الداخلي للاختبار باستخدام التحليل العاملي التوكيدي؟"

للإجابة عن هذا السؤال، أجري التحليل العاملي التوكيدي لبيانات الاختبار باستخدام البرنامج الإحصائي (Amos) فقد كانت البيانات كاملة (no missing values)، واستخدمت سبعة محكات للحكم على جودة الملاءمة النماذج الأربعة المقترحة في ضوء النظرية والدراسات السابقة التي تم ذكرت سابقاً، ويبين جدول (٩) مؤشرات جودة ملاءمة، وعدد عزوم العينة، وعدد البارامترات، ودرجات الحرية للنماذج الأربعة المقترحة (A, B, C, D).

جدول (٩)

مؤشرات جودة الملاءمة للنماذج (A, B, C, D)

Goodness of Fit (GOF) Index	Criteria	Independent factors (A)	Dependence factors (B)	Three domains (C)	G-factor (D)
χ^2	p-value>0.05	9942.1782*	8034.2252*	942.932*	68.469*
χ^2/df	$\chi^2/df \leq 5$	2.5395	2.071	35.826	2.536
IFI	IFI ≥ 0.95	0.662	0.768	0.524	0.979
CFI	CFI ≥ 0.95	0.660	0.766	0.521	0.978
NFI	NFI ≥ 0.95	0.543	0.631	0.516	0.965
AGFI	AGFI ≥ 0.8	0.585	0.670	0.481	0.943
GFI	GFI ≥ 0.8	0.603	0.687	0.689	0.966
RMSEA	RMSEA ≤ 0.06	0.059	0.049	0.294	0.059

تابع جدول (٩)

Goodness of Fit (GOF) Index	Criteria	Independent factors (A)	Dependence factors (B)	Three domains (C)	G-factor (D)
#sample moments		4185	4185	45	45
#parameters		270	306	18	18
df		3915	3879	27	27

يبين جدول (٩) مؤشرات مطابقة جودة ملاءمة البيانات للنماذج الأربعة المقترحة (A,B,C,D)، وتبين النتائج أن النموذج (D) الذي افترض وجود عامل عام كامن للذكاء وتتوزع حولة تسعة عوامل مختلفة قد امتلك أفضل مؤشرات جودة، إذ كانت قيم كل من مؤشرات الجودة (IFI)، و(CFI)، و(NFI)، و(AGFI)، و(GFI)، و(RMSEA) ضمن الحد المقبول، وتزداد مطابقة وجودة النموذج كلما اقتربت هذه القيم من الواحد الصحيح، إلا أن النموذج (D) فشل في المطابقة في اختبار ($\chi^2\chi^2$) والمعروف حساسيته لحجم العينة إذ إنه امتلك دلالة إحصائية أقل من (٠,٠١)، ويمكن إهمال دلالة مربع كاي في حال أظهرت باقي مؤشرات المطابقة قيماً مقبولة، وتبعاً لما أفاد به هير وزملاؤه (Hair et al., 1995)، وجوريسكوغ وسوربوم (Jöreskog & Sörbom, 1984) فإنه وفي حال زاد حجم العينة عن (٢٠٠) فإنه يمكن إهمال مؤشر مربع كاي وعدم الاعتماد عليه مؤشرًا حسن مطابقة. وقد اتفقت هذه النتيجة مع نتيجة دراسة كل من عبد القادر وأبو هاشم (٢٠٠٧) في مطابقة النموذج لعامل عام كامن تتوزع حوله تسعة عوامل مستقلة للذكاء.

ولمعرفة أكثر أنواع الذكاءات المتعددة تنبؤا بالعامل العام، تم حساب اوزان الانحدار المعيارية للذكاءات التسعة، وذلك كما هو مبين في جدول (١٠).

جدول (١٠)
أوزان الانحدار المعيارية للعوامل التسعة على العامل العام (G) باستخدام (CFA)

Factor	Nat	Mus	Math	Exis	Soc	Bod	Ling	Pers	Vis
G	0.735*	0.699*	0.771*	0.661*	0.696*	0.752*	0.684*	0.750*	0.771*

يظهر من جدول (١٠) أن جميع أوزان الانحدار المعيارية للذكاءات التسعة امتلكت دلالات احصائية، وكان كل من الذكاءات المنطقية، والبصرية، والشخصية، والجسدية، والطبيعية، تنبأت نسبيًا بالعامل العام بدرجة تفوق بقية أنواع الذكاءات.

كما فُحِص مؤشرات تعديل النموذج (MI) التي يوفرها البرنامج الإحصائي (Amos) لدراسة إمكانية تعديل النموذج في ضوء الأدب النظري للدراسة وذلك للنموذج المكّون من عامل عام كامن تتوزع حوله تسعة عوامل فرعية، إذ إنه النموذج الوحيد الذي حقق مؤشرات جودة مطابقة جيدة باستثناء قيمة مربع كاي ($\chi^2\chi^2$) التي امتلكت دلالة إحصائية، وقد أظهرت النتائج عدم وجود قيم مرتفعة لمؤشرات التعديل (MI)، مما يُشير إلى وجود قليل من التباين المشترك بينها، فقد أظهرت النتائج وجود تباينات مشتركة بين مكونات الذكاء الجسدي مع الشخصي (MI(7.48), Par Change(0.69))، ومكونات الذكاء الوجودي مع البصري (MI(8.25), Par Change(-0.82))، ومكونات الذكاء الطبيعي مع البصري (,MI(8.48) Par Change(-.071)). إلا أنه وتبعاً لما أفاد به ماكالوم (MacCallum, 1995) من أن مؤشرات تعديل النموذج (MI) يمكن استخدامها فقط في حال كانت النظرية وتسوّغ ذلك، كما بيّن كل من جاكسون وجيلا بسي (Jackson, Gillapsy, & Purc-Stephenson, 2009) أن مؤشرات تعديل النموذج قد تقدم معلومات هامة إلا أنها الوقت بنفسه تطمس الفارق بين كل من التحليل العاملي الاستكشافي والتوكيدي؛ لذا ينبغي الحذر عند استخدامها خاصة في حال تعديل النموذج دون وجود منطق بنيوي نظري يسوغ ذلك الاستخدام؛ لأن مثل هذه التعديلات قد تكون غير ثابتة عبر تغاير المجتمعات ومجموعات الدراسة. لذا وتبعاً لما سبق وبما أن نموذج العامل العام امتلك مؤشرات إحصائية مقبولة إذ تمتلك كل منها خصائص قياس مختلفة، وحيث أن مؤشر مربع كاي يُعاب عليه التأثر بحجم العينة تبعاً لما نصح به كل من هيو بنتلر (Hu & Bentler, 1998)، وبسبب عدم وجود خلفية نظرية تُسوِغ إجراء التعديلات على النموذج كان من الأنسب عدم إجرائها.

يتضح مما سبق أن الصورة السعودية المعرّبة لمقياس مكنزي للذكاءات المتعددة قد تكونت من عامل عام كامن وتسعة عوامل فرعية توزعت حوله، وذلك ما تم إنكاره مراراً من قبل جاردنر وأرجعه إلى العامل اللفظي في المقاييس التي استخدمت وكانت الاستجابة عليها باستخدام الورقة والقلم (Schulte, Ree, & Caretta, 2004). وترى الباحثة أن مثل هذه النتيجة قد تؤيد بعض الادعاءات التي أشارت إلى أن الذكاءات المتعددة انما هي قدرات خاصة تتوزع حول عامل عام وهو ما يعرف بالذكاء العام (g factor)، بل أن من تبنّوا هذا الرأي أشاروا إلى أن بعض هذه الذكاءات أقرب للمهارات والموهبة، فقد دحضوا ادعاء جاردنر بالعامل اللفظي من خلال استخدام مقاييس أدائية تقيس القدرات الثمانية للذكاءات المتعددة (Visser et al.,2006). إلا أنه من اللافت في الدراسة الحالية ارتباط بعض أنواع الذكاء

مع العامل العام وتفسير نسب مرتفعة من التباين به كالذكاء الطبيعي والموسيقي والوجودي (باستخدام EFA) وكل من الذكاء الجسدي والشخصي والطبيعي (باستخدام CFA)، علماً بأن فيسر وزملاءه (Visser et al., 2006) وجدوا أن ارتباط كل من الذكاء الموسيقي والجسدي والشخصي مع العامل العام للذكاء كان ضعيفًا وغير دالٍ إحصائياً، وأفادوا بأن هذه الأنواع يمكن عدها مهارات ومواهب غير معرفية قد يتمتع بها الأفراد. تتعارض النتيجة السابقة مع مفهوم الذكاء العام الذي يقوم على أهمية القدرة المنطقية الرياضية في تفسير الذكاء، ويمكن إرجاع ذلك لاختلاف محتوى المقياس إذ إن دراسة فيسر وزملائه استخدمت مقاييس أدائية لقياس الذكاءات كقدرات وليس كما هو الحال في مقياس مكنزي الذي يعتمد على التقدير الذاتي ويتعامل مع الذكاءات المتعددة بوصفها سمات.

وقد أشار مكنزي (Mcknzie, 2005) إلى أن مقياسه للذكاءات يمثل في الواقع قائمة تشير إلى تفضيلات الأفراد ولا يمكن عدّه مقياسًا نهائيًا وحاسمًا للذكاءات، ولا يجوز استخدامه لغايات التصنيف. وحيث أن مقاييس التقدير الذاتي تمتلك بعض المحددات خصوصاً في قياس المهارات والقدرات العقلية، اذ أنها تتفاعل مع الفعالية الذاتية، فقد يمتلك الأفراد صوراً لأنفسهم تختلف عن واقع القدرات والمهارات التي يمتلكونها إضافة إلى ارتباط الاستجابات مع الانفتاح على الخبرة والمعرفة (Schulte, Ree, & Caretta, 2004)، وتبعاً لما سبق يمكن القول أن العامل العام الذي أفرزه مقياس مكنزي في الدراسة الحالية قد يكون أقرب للفعالية الذاتية المدركة وليس عاملاً عاماً للذكاء، وذلك تبعاً لما أفرزته نتائج كل من الأسلوبين في التحليل العاملي لارتباط بعض أنواع الذكاء مع ذلك العامل العام وتفسيرها لجزءٍ كبيرٍ منه، والتي وصِفت سابقاً كمهارات ومواهب غير معرفية، مما قد يثير عدة تساؤلات حول مسوغات استخدام المقياس خصوصاً في العالم العربي حيث تم استخدامه في بعض الدراسات للمقارنة بين الأفراد وربطه بعدة متغيرات تربوية هامة. وقد تدعم النتيجة التي خلص لها محاسنة (Mahasneh, 2013) عند دراسة الذكاءات المتعددة وعلاقتها بفعالية الذات أظهرت نتائجه ارتباط وتنبؤ فعالية الذات بالذكاءات التسع، كما أظهرت الدراسة عدم وجود فروق دالة في الأداء الأكاديمي تبعاً لاختلاف مستويات الذكاء، إذ استخدم مقياس مكنزي لتقدير مستويات ذكاءات الطلبة. وقد تعدّ مثل هذه النتيجة مؤشراً اخر على أن مقياس مكنزي يقيس فعالية الذات كعامل عام وليس الذكاء العام.

كما تُظهر نتائج الدراسة أهمية كل من التحليل العاملي الاستكشافي والتوكيدي كأسلوبي تحقق هامين لمعرفة خصائص المقاييس المختلفة، فقد ساهمت كل منهما بتقديم معلومات

مفيدة في فهم طبيعة السمات المقاسة، إذ إن التحليل العاملي الاستكشافي عمل على تقديم معلومات عن الفقرات التي امتلكت تشبعات متقاطعة على أكثر من عامل، مما يتيح لنا إمكانية التعديل والتصحيح وكشف مواطن الضعف على مستوى الفقرة، إلا أن هذه الطريقة قد تعاني في بعض الأحيان من الذاتية في التفسير مما يجعل استخدام التحليل العاملي التوكيدي كأسلوب إحصائي آخر داعماً للنتائج، وكاشفاً لمواضع التقدير الخاطىء أسلوباً ناجحاً، إذ تقدم مؤشرات مطابقة النموذج مرجعية موضوعية للباحث.

ويتجه معظم الباحثين إلى استخدام أحدهما للتحقق من صدق المقاييس المختلفة، اذ يُسوَغ استخدام التحليل العاملي الاستكشافي في حال عدم توفر معلومات عن النظرية المقيسة، أو في حال كانت هذه المعلومات غير كافية، بينما يستخدم التحليل العاملي التوكيدي في حال توفر معلومات مسبقة عن النظرية المقيسة. الا أن كل من ريس وجاد (Reis & Judd, 2000) أشارا إلى أن استخدام كلا الأسلوبين بالتزامن يُعد أمراً يُضيف منطقيةً وفهماً أكبر للنتائج، كما أن إجراء التحليل العاملي الاستكشافي يساعد الباحث في كثير من الأحيان على ترجيح بعض النماذج البديلة اضافة إلى مساعدته في تفسير أسباب الضعف في مطابقة نماذج أخرى. كما، فإن التعارض بين النتيجتين أحياناً قد يُضيف تساؤلات واستفسارات هامة قد لا تظهر خلال استخدام أحدهما، فقد أشار كل من فان برويجن وفان دير كلوت (Van Prooijen & Van der Kloot, F2000) إلى فشل التحليل العاملي التوكيدي في تكرار نتائج التحليل العاملي الاستكشافي في بعض الأحيان ووجود مثل هذه النتيجة يعد دليلاً على أن بنية المقياس الأصلي لا تتناسب مع مجتمع الدراسة إضافة إلى اختلاف العوامل الثقافية، أو أن بنية المقياس قد تغيرت خلال عملية الترجمة.

التوصيات

في ضوء النتائج السابقة توصي الباحثة بما يلي:

١. استخدام عدة طرق إحصائية للبحث في صدق بناء المقاييس والاختبارات الأمر الذي يُقدّم صورة أوضح عن طبيعة هذه المقاييس في ضوء اختلاف الثقافات.
٢. التحقق من البنية العاملية لمقياس مكنزي من خلال اعادة الدراسة على مجتمعات أخرى.
٣. محاولة الكشف عن طبيعة العامل العام من خلال دراسة الارتباط بين نتائج مقياس مكنزي للذكاءات المتعددة مع مقاييس تقيس كل من الفعالية الذاتية المدركة والذكاء العام كقدرة.
٣. استخدام عدة معايير للحكم على عدد العوامل المستخرجة للمقاييس المختلفة وعدم الاكتفاء بالأساليب التقليدية التي ترتكز عادة على قيمة الجذر الكامن التي تزيد على الواحد.

المراجع

بريقل، نوال (٢٠١٥). القدرة التنبؤية للذكاءات المتعددة على حل المشكلات لدى التلاميذ الموهوبين. رسالة ماجستير غير منشورة. جامعة الحاج لخضر، باتنة.

البلعاوي، منذر (٢٠١١). الذكاءات المتعددة السائدة لدى طلبة جامعة القصيم. المجلة التربوية، الكويت، ٢٥(١٠٠)، ١٧٧-٢١٢.

جابر، جابر (١٩٩٧). الذكاء ومقاييسه (ط١٠). القاهرة: دار النهضة العربية.

السيد، أحمد (٢٠٠٣). نظرية الذكاءات المتعددة وتطبيقاتها في بيئة التعليم والتعلم. المجلة التربوية، ١٩، ٣-٢٦.

عبد القادر ، فتحي وأبو هاشم ، السيد (٢٠٠٧). البناء العاملي للذكاء في ضوء تصنيف جاردنر وعلاقته بكل من فعالية الذات وحل المشكلات والتحصيل الدراسي لدى طلاب الجامعة. مجلة التربية، جامعة الزقازيق، (٥٥)، ١٧١-٢٤٢.

العلوان، أحمد (٢٠١٠). تحديد الذكاءات المفضلة لدى طلبة الصفين الرابع والثامن الأساسيين وفقاً لنظرية الذكاءات المتعددة. دراسات، العلوم التربوية، ٣٧(٢)، ٤٥٤-٤٧٤.

العيد، وليد (٢٠١٤). نظرية الذكاءات المتعددة تقنين المقياس. مجلة العلوم الانسانية والاجتماعية بجامعة قاصدي مرباح، (١٧)، ٢٠٥-٢٢٠.

مفتي، محمد (٢٠٠٤). الذكاءات المتعددة: النظرية والتطبيق. المؤتمر العلمي السادس عشر لتكوين المعلم. القاهرة، الجمعية المصرية للمناهج وطرق التدريس، ١، ١٤٤-١٥٦.

Allen, M.J., & Yen, W.M. (1979). *Introduction to measurement theory*. Monterey, CA: Brooks/Cole.

Bahare, S. & Shahla, S. (2014). The relationship between multiple intelligences and speaking skill among intermediate EFL learners in Bandar Abbas Azad University in Iran. *International Journal of Research Studies in Language Learning, 4*(2), 43-56.

Brown, T. A. (2006). *Confi rmatory factor analysis for applied research*. New York, NY: Guilford Press

Chan, D. W. (2006). Perceived multiple intelligences among male and female Chinese gifted students in Hong Kong: The structure of the student multiple intelligences profile. *Gifted Child Quarterly, 50*(4), 325-338.

Comery, A. L. & H. B. Lee (1992). *A First Course in Factor Analysis*. Hillsdale, NJ, Erlbaum.

Conway, J. M., & Huffcut, A. I. (2003). A review and evaluation of exploratory factor analysis practices in organizational research. *Organizational Research Methods, 6,* 147-168.

Cumming, G. (2014). The New Statistics: Why and How. *Psychological Science, 25*(1), 7–29.

Fabrigar, L. R.; Wegener, D. T.; MacCallum, R. C., & Strahan, E. J. (1999). Evaluating the use of exploratory factor analysis in psychological research. *Psychological Methods, 4,* 272-299.

Gardner, H. (1993). *Frames of mind: The theory of multiple intelligences* (10 anniversary ed.). New York, NY: Basic Books.

Gefen, D.; Rigdon, E. E., & Straub, D. (2011). An update and extension to sem guidelines for administrative and social science research. *MIS Quarterly, 35*(2), 3-14.

Gorsuch, R. L. (1983). *Factor analysis* (2nd ed.). Hillsdale, NJ: Erlbaum.

Gorsuch, R. L. (1997). Exploratory factor analysis: Its role in item analysis. *Journal of Personality Assessment,* (68), 532-560.

Hair, Jr., Anderson, R., Tatham, R., Black, W. (1995). *Multivariate Data Analysis with Readings, Prentice-Hall, Englewood Cliffs, New* Jersey.

Hajhashemi, K. & Eng, W. (2010). A Validation Study of the Persian Version of McKenzie's Multiple Intelligences Inventory to Measure Profiles of Pre-University Students. *Pertanika J. Soc. Sci. & Hum. 18*(2), 343–355.

Hayduk, L.A.; Cummings, G.C.; Boadu, K.; Pazderka-Robinson, H. & Boulianne, S. (2007). Testing! testing! one, two, three Testing the theory in structural equation models! *Personality and Indi-vidual Differences, 42*(5), 841-850.

Henson, R. K. & Roberts, J. K. (2006). "Use of Exploratory Factor Analysis in Published Research: Common Errors and Some Comment on Improved Practice. *Educational and Psychological Measurement. 66*(3),393-416.

Henson, R. K.; Capraro, R. M., & Capraro, M. M. (2004). Reporting practice and use of exploratory factor analyses in educational research journals: Errors and explanation. *Research in the Schools, 11*(2), 61-72.

Horn, J. L. (1965). A rationale and a test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika,* (30), 179-185.

Hu, L., & Bentler, P. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling, 6,* 1–55.

Hu, L., & Bentler, P. M. (1998). Fit indices in covariance structure modeling: Sensitivity to underparameterized model misspecification. *Psychological Methods, 3,* 424–453.

Jackson, D.; Gillaspy, J., & Purc-Stephenson, R. (2009). *Reporting practices in confirmatory factor analysis: An overview and some recommendations*. *Psychological Methods, 14,* 6-23.doi:10.1037/a0014694.

Jöreskog, K. & Sörbom, D. (1984). Lisrel VI. *Analysis of linear structural relationships by maximum likelihood, instrumental variables, and least squares methods*. Mooresville, Indiana: Scientific Software

Kaewkiriya, T.; Utakrit, N.; Tangwannawit, S. & Tiantong M. (2013). A Conceptual Framework of Synthesize on an Adaptive e-Learning Guidance System Base on Multiple Intelligence. *International Journal of Information and Electronics Engineering, 3*(6), 222-225.

Kline, R. B. (2011). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York, NY: Guilford.

Levine, T.; Hullett, C. R.; Turner, M. M., & Lapinski, M. K. (2006). *The desirability of using confirmatory factor analysis on published scales*. Communication Research Reports, 23, 309-314. doi: 10.1080/08824090600962698

Loehlin, J. C. (2004). *Latent variable models: An introduction to factor, path, and structural equation analysis* (4th ed.). Mahwah, NJ: Erlbaum.

MacCallum, R. C. (1995). *Model specification: procedures, strategies, and related issues,* in Structural Equation Modeling, Concepts, Issues, and Applications, R. H. Hoyle (ed.), Sage Publications, Thousand Oaks, CA, , pp. 16-36.

MacCallum, R.C. (2003). Working with imperfect models. *Multivariate Behavioral Research, 38*, 113–139.

Mahasneh, A. (2013). The relationship between Multiple Intelligence and Self-efficacy among sample. *International Journal of Education and Research, 1*(5).1-12.

McKenzie, W. (2002). *Multiple intelligences and instructional technology: A manual for every mind*. Eugene, OR: International Society for Technology in Education.

Mckenzie, W. (2005). *Multiple intelligences and instructional technology* (2nd ed.). Eugene, OR: International Society for Technology in Education.

Messick, S. (1993). Validity. In R. L. Linn (Ed.), *Educational measurement,* (3rd ed.). Phoenix, AZ: Oryx Press.

Moheb, N. & Bagheri, M. (2013). Relationship between Multiple Intelligences and Writing Strategies. *Journal of Language Teaching and Research, 4*(4), 777-784.

Mvududu, N. & Sink, S. (2013). Factor Analysis in Counseling Research and Practice. *Counseling Outcome Research and Evaluation, 4,* 75-98.

O'Connor, B. P. (2000). SPSS and SAS programs for determining the number of components using parallel analysis and Velicer's MAP test. Behavior Research Methods, Instruments & Computers, 32, 396–402. doi:10.3758/BF03200807

Reis, H. T., & Judd, C M. (2000). *Handbook of Research Methods in Social and Personality Psychology*. New York: Cambridge University Press.

Ruscio, J., & Roche, B. (2012). Determining the number of factors to retain in an exploratory factor analysis using comparison data of a known factorial structure. P*sychological Assessment, 24*(2), 282-292.

Russell, D. W. (2002). In search of underlying dimensions: The use (and abuse) of factor analysis in Personality and Social Psychology Bulletin. *Personality and Social Psychology Bulletin, 28,* 1629–1646.

Schmid, J., & Leiman, J. (1957). The development of hierarchical factor solutions. *Psychometrika, 22,* 53–61.

Schmitt, T. (2011). Current Methodological Considerations in Exploratory and Confirmatory Factor Analysis. *Journal of Psychoeducational Assessment, 29*(4), 304–321

Schulte, M. J.; Ree, M. J., & Carretta, T. R. (2004). Emotional intelligence: Not much more than g and personality. *Personality and Individual Differences, 37,* 1059-1068.

Sintanakul, T. & Sanrach, C. (2016). A Model of Decision Support System for Choosing High School Learning Plan Using Students' O-NET Score and Multiple Intelligence. *International Journal of Information and Education Technology, 6*(7).

Steiger, J.H. (1990). Structural model evaluation and modification: An interval estimation approach. *Multivariate Behavioral Research, 25,* 173-180.

Stevens, J. (1996). *Applied multivariate statistics for the social sciences* (3rd ed.). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.

Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2007). *Using multivariate statistics* (5th ed.). Boston: Allyn and Bacon

Thompson, B. (2004). *Exploratory and confirmatory factor analysis: Understanding concepts and applications*. Washington, DC: American Psychological Association.

Treiblamaier, H. & Filzmoser, P. (2010) Exploratory factor analysis revisited: How robust methods support the detection of hidden multivariate data structures in IS research. *Information and Management, 47*(4), 197-207.

Van Prooijen, J-W. & Van der Kloot, W. A. (2001). Confirmatory analysis of exploratorively obtained factor structures. *Educational and Psychological Measurement, 61,* 777-792.

Visser, B.A.; Ashton, M., & Vernon, P.A. (2006). G and the measurement of multiple intelligences: A response to Gardner. *Intelligence, 35,* 507-510.

Widaman, K. F. (2012). *Exploratory factor analysis and confirmatory factor analysis*. In H. Cooper, P. M. Camic, D. L. Long, A. T. Panter, D. Rindskopf, & K. J. Sher (Eds.), APA handbook of research methods in psychology: Vol. 3, data analysis and research publication (pp. 361–389). Washington, DC: American Psychological Association.

Zhang, G. (2015). Factor Rotation and Standard Errors in Exploratory Factor Analysis. *Journal of Educational and Behavioral Statistics, 40*(6), 579–603 DOI: 10.3102/1076998615606098.