

التكافؤ البنائي لمقياس التمثيل المعرفي باستخدام التحليل العاملاني الاستكتشافي والتوكيد

أ.م.د. وليد خالد عبدالكريم بابان
م.م. جوان احمد حمد سعيد
جامعة صلاح الدين / أربيل

jwan.saeed@su.edu.krd

waleed.baban@su.edu.krd

مستخلص البحث:

أستهدف البحث الحالي التحقق من البناء العاملاني لمقياس التمثيل المعرفي لدى طلبة المرحلة الاعدادية باستخدام كل من التحليل العاملاني الإستكتشافي والتوكيد، حيث تم صياغة أهداف البحث التي تتعلق بالبنائيين العامليين للمقياس، كما تم بناء أداة البحث بعد الاستناد الى نظرية سولسو (2000)، التي طبقت على عينة ممثلة لمجتمع البحث بلغ حجمها (320) طالباً وطالبة من طلبة المرحلة العاشرة الاعدادي . وتم بعدها إخضاع البيانات المستمدة من جراء تطبيق أداة البحث للتحليل الإحصائي بطريقة الأرجحية العظمى لتقدير بارامترات النموذج واختيار عدد من مؤشرات الملائمة، ومرربع كاي، بغية التأكد من ملائمة النموذج للبيانات، وذلك باستخدام كل من الحقيقة الإحصائية (SPSS-V25)، وبرنامجه (AMOS-V25)، وقد توصلت الدراسة الى مطابقة البناء العاملاني الاستكتشافي مع البناء العاملاني التوكيدي للمقياس بنموذجه ذات العوامل لستة من الدرجة الأولى.

الكلمات المفتاحية: التمثيل المعرفي، التحليل العاملاني الاستكتشافي، التحليل العاملاني التوكيدي.

مشكلة البحث:

في ضوء التطور الواسع في مجال البحث العلمي كان لابد من تطوير الأدوات المستخدمة لتحقيق أهداف البحث العلمي ودقة أدواته من المقاييس والاختبارات والتي تعد من أهم الوسائل والأدوات المستخدمة في العلوم الإنسانية. وتأسساً على هذا الهدف المنشود فالتحليل العاملاني كأسلوب إحصائي منظم يهدف إلى اختزال عدد كبير من المتغيرات الملاحظة إلى عدد أقل من المتغيرات غير الملاحظة، حيث أن المتغيرات الملاحظة هي المتغيرات التي يمكن قياسها قياساً مباشراً بواسطة أدوات معدة لذلك، و من ثم يمكننا التعبير عن المتغيرات الملاحظة بدرجات كمية، كما يمكن أن تطلق عليها أيضاً مؤشرات لأنها تدل على المتغير غير الملاحظ المنتهي إليه، أما المتغيرات غير الملاحظة فهي متغيرات لا يتم قياسها بطريقة مباشرة ولكن كل متغير منها عبارة عن تجميع عاملی لمجموعة من المتغيرات الملاحظة و ذلك يطلق عليها أيضاً المتغيرات الكامنة لأنها تكمن في كل متغير ملاحظ، كما يطلق عليها أيضاً العوامل، لأنها تحتوي على عدد من المتغيرات الملاحظة (غانم، 2013: 9). وبذلك نجد أن العامل هو متغير كامن يحتوي على عدد من المتغيرات الملاحظة، وفي هذا الصدد أوضح (Brown 2006:13) أن العامل هو متغير غير ملقط يتاثر بأكثر من قياس ملاحظ ويفسر هذا العامل الارتباطات بين القياسات الملاحظة فالقياسات الملاحظة مرتبطة بعضها البعض لأنها تشتراك مع بعضها في بناء تحتي كامن undering construct يسمى بالعامل. حيث أن العامل هو متغير كامن (Latent variable)، إلا أنها تختلف عن المتغيرات، لكون أن معظم المتغيرات يمكن قياسها مباشرة، في حين أن العوامل هي متغيرات افتراضية مشتقة من تحليل بيانات مجموعة متغيرات تم قياسها قياساً مباشراً (تيغزة، 2012: 17).

ومن ذلك يتبيّن أن الإكتفاء بقياس المتغيرات دون تحري عن السمات أو العامل الذي تتفّرق به، يهدّد مصداقية وموثوقية القياس المتبّع من قبل الباحث، مما ينعكس على النتائج التي يتمخض عنها استخدام تلك الأدوات من اختبارات ومقاييس، وهو ما يضع المختصين في مضمار القياس النفسي والتربوي، أمام مسؤولية تصحيح المسار المتبّع من قبل مطورو ومستخدمي أدوات القياس، وذلك من تحليل بنية العوامل الخاضعة للفياس، وأن يتم الإطمئنان لدقّة تشخيص السمات الكامنة خلف المتغيرات قيد البحث والفياس، من خلال تحري التكافؤ بين التحليل العاملِي الاستكشافي والتحليل التوكيدِي، وعندَها يمكن أن نطمئن لاستخدام أدوات القياس. وقد تتعاظم مشكلة دقة وموثوقية أدوات القياس، في قياس الجانب المعرفي عموماً، وقياس القدرة على التعامل مع المعلومات التي يتعامل معها الأفراد على وجه الخصوص، ففي ظل ثورة المعلومات والانفجار المعرفي السائد في عصرنا الحالي، فقد يصعب التعامل مع الكم الهائل من المعلومات والإستجابة لها إيجاباً، مالم يتم تبني خطط وإستراتيجيات معرفية وعقلية تسهل التعاطي معها، لذلك يجب اتباع أساليب واستراتيجيات تصلح للتعامل مع هذا الاتجاه. وبناءً على ذلك فإن الفشل في تبني إستراتيجيات معرفية معينة كالتمثيل المعرفي، قد تؤدي إلى الفشل وإنسحاب الطلبة من العملية التعليمية، ففي هذا السياق يشير الزيات (1995) إلى أن ضعف الأفراد في القدرة على تجهيز المعلومات ومعالجتها قد تؤدي إلى سطحية التمثيل المعرفي للمعلومات من جانبهم ، ومن ثم صعوبة استيعابها وتسكينها والالتفاظ بها وإعادة استرجاعها وتوظيفها على نحو فعال.(الزيات،1995: 29). لذلك فقد لاتقف المشكلة عند استخدام المتعلمين للتمثيل المعرفي، بل أن المشكلة تتعاظم مالم يتم تشخيصها والتغلب عليها في مهدها، غير أن عملية التشخيص مرتبطة بتوفّر أداة لقياسها، ولكن ينبغي قبلها أن نعي أننا لا نستخدم أدوات القياس من أجل القياس، بل نستخدم تلك المقاييس من أجل الوصول إلى تحديد مدى إمتلاك الفرد من السمة أو الخاصية قيد القياس والتشخيص، بدقة وموضوعية، ولكن الدقة تبقى رهن القياس أو الأداة المستخدمة، وهو ما يجعلنا أما مسلكة من نمط آخر ألا وهي دقة أداة.

ومن هنا فلابد من الإطمئنان مسبقاً لدقة الأداة، إلا أنه قد لا يختلف إثنان على أن تحري تلك الدقة من خلال إخضاع القياس للتحليل العاملِي بنطّيه الاستكشافي والتوكيدِي، يعطي نتائج في غاية الدقة والموثوقية، وأكثر دقة من الطرق التقليدية المتبعة لتحري الخصائص القياسية السيكومترية لأدوات القياس، لذلك أوضح (1984، pills & Goldstein) أنه يمكن وصف استخدام التحليل العاملِي في سياقين مختلفين لتحليل البيانات، فالبيانات المحللة ربما لا تستند على أي فرضيات نظرية مسبقة عند استخدام التحليل العاملِي، فهي تهدف إلى البحث عن بنية تحتية تكمّن خلف البيانات واستخدام التحليل العاملِي في هذه الحالة يطلق عليه استكشافي و على الجانب المقابل ربما تملك البيانات المحللة بعض الخلفية النظرية عن البنية التحتية للبيانات و المطلوب هو تأكيد أو نفي البنية المفترضة و استخدام التحليل العاملِي في مثل هذه الحالة يطلق عليه توكيدِي (1984:57).

وعليه تتبلور مشكلة البحث في الإجابة عن تساول جوهري مفاده:

- ما مدى تكافؤ البناء العاملِي بإختلاف إسلوب التحليل العاملِي الاستكشافي والتوكيدِي ؟

أهمية البحث:

في خضم التطور الحاصل في مجالات البحث العلمي، باتت هناك حاجة ملحة لتطوير الأدوات القياس، وفي مقدمتها المقاييس والاختبارات، والتي تعد أبرز الوسائل والأدوات المستخدمة في العلوم التربوية والنفسية، وتأسِيساً على ذلك فقد زاد إهتمام المختصين في القياس بالإرتقاء بدقة تلك الأدوات، ليتم من خلالها تدعيم البحث العلمي بأدوات قياس دقيقة وصادقة من حيث محتواها وبناؤها. وعليه تأتي أهمية دراسة مشكلة البحث

الحالي والمتمثلة في استقصاء البنية العاملية الاستكتشافية والتوكيدية لمقياس التمثيل المعرفي، لخلاف الإختلاف الحاصل في مكونات ومحفوظ هذا المفهوم من حيث المنطقات النظرية، وطرق تحليل فقرات أدواتها، لذلك فهناك حاجة ملحة لإستقصاء العوامل الكامنة لمفهوم التمثيل المعرفي، بالإشتاد إلى بنائه العاملية. حيث يستخدم التحليل الاستكتشافي أو لا في مرحلة بناء المقياس ثم بعد ذلك يتم إجراء التحليل العاملية التوكيدية، فالتحليل العاملی التوكیدی نوع من نمذجة المعادلة البنائية و الذي يتعامل بصفة خاصة مع نماذج القياس التي تفترض وجود علاقة بين القياسات الملاحظة أو المؤشرات بنود الاختبار الملاحظة سواء السلوکية أو المتغيرات أو العوامل الكامنة، هو ما يميز التحليل العاملی التوكیدی في طبيعته المعتمدة على الافتراض - hypothesis driven nature ، التي تعكس التحليل العاملی الاستكتشافي، وعليه فعلی الباحث أن يحدد مسبقاً كل ملامح نموذج التحليل العاملی التوكیدی (pills & Goldstein 1984:55).

وتتضاعف أهمية البحث في أن التحليل العاملی الاستكتشافي و التحليل العاملی التوكیدی يهدفان إلى اختزال العلاقات الملاحظة بين مجموعة من المؤشرات إلى مجموعة أقل من المتغيرات الكامنة ولكن يختلفان جوهرياً في عدد و طبيعة القيود و التحديدات المسبقة المصنوعة على النموذج العاملی فالتحليل الاستكتشافي هو تكتيك استكشافي استطلاعي وصفي لتحديد العدد الأمثل من العوامل الكامنة و لاكتشاف المتغيرات الملاحظة المتشبعة على كل عامل منهم، أما التحليل العاملی التوكیدی فيهتم بتحديد عدد العوامل وكذلك طبيعة علاقة العوامل بالمتغيرات المقاسة أو الملاحظة ويخضع النموذج المفترض لاختبار، و لذلك على الباحث أن يكون لديه حس مسبق معتمد على نظرية سابقة العدد العوامل التي تقشر البيانات و أي متغيرات ملاحظة ترتبط بأي عامل (Brown, 2006: 1). أما في التحليل العاملی الاستكتشافي فلا يفترض الباحث بنية عاملية معينة، وإنما سيكشف هذه البنية العاملية بعد الانتهاء من إجراء التحليل العاملی، ولذلك سمي بالتحليل العاملی الاستكتشافي. لكونه يسعى إلى اكتشاف البنية العاملية (عدد العوامل، وطبيعتها، أو نوع الفقرات التي تشبع على كل عامل) بعد إجراء التحليل العاملی، ونتنجز مما تقدم أن التحليل العاملی التوكیدی يتبنى منهجاً اختبارياً توكيدياً لأنه ينطلق من نموذج نظري عاملی، ويستعمل التحليل العاملی التوكیدی للتثبت صحة النموذج أو التأكيد من مدى مطابقة النموذج للبيانات (تيغزة، 2012: 23)

ولذلك تزداد أهمية البحث الحالي بأسقصائه للعوامل الكامنة وفق أسلوبي التحليل العاملی، سواء الأستكتشافي أو التحليل التوكیدي، وهو ما يمنح الباحثين والمهتمين الإطمئنان عند استخدام الأداة المستخدمة في البحث الحالي، وتمدهم بأداة ذات مصداقية ودقة عالية.

أهداف البحث:

يستهدف البحث الحالي التعرف على ما يلي:

1. بناء مقياس التمثيل المعرفي لدى طلبة المرحلة العاشرة.
2. الخصائص السيكومترية لمقياس التمثيل المعرفي لدى طلبة المرحلة العاشرة.
3. البنية العاملية الاستكتشافية لمقياس التمثيل المعرفي لدى طلبة المرحلة العاشرة.
4. البنية العاملية التوكيدية لمقياس التمثيل المعرفي لدى طلبة المرحلة العاشرة.
5. تكافؤ البنية العاملية الأستكتشافية والتوكيدية لمقياس التمثيل المعرفي لدى طلبة المرحلة العاشرة.

حدود البحث:

يتحدد البحث بكل من التحليل العاملی الأستكتشافي والتوكیدي، لمقياس التمثيل المعرفي لدى طلبة الصف العاشر الإعدادي، ومن كلا الجنسين، للعام الدراسي (2022-2023).

تحديد المصطلحات:

□ تكافؤ البنية العالمية:

(Brown, 2006): يتحقق التكافؤ العاملی إذا كانت قيمة تقع محکات معينة مع معايير القبول التي تستند إلى مؤشرات حسن المطابقة وهي: مربع کای، مربع کای المعياري، مؤشر جذر متوسط مربع الخطأ التقريري، مؤشر المطابقة المقارن، مؤشر توکر لویس، جذر متوسط مربعات الباقي (Brown, 2006:4).

(Byrne, 2008): هي خاصية للمقياس تشير إلى أن له نفس البنية الأساسية التي يهتم بقياسها عبر المجموعات، بمستويات متدرجة من القيود على نموذج المعادلة البنائية، أو تكافؤ محتوى مفردات أداة القياس عند فحصها عبر المجموعات، أي تشابه نموذج المعادلة البنائية عبر مجموعات المقارنة (Byrne, 2008: 139).

التعريف النظري للباحثين: وتشير إلى الهيكلية البنائية، التي تتجلى على شكل تطابق البنائيين العاملين الاستكشافي والتوكيدی من حيث عدد فقرات أداة القياس والمحتوی الذي تقیسه تلك لفقرات، والتي يستدل عليها من خلال مؤشرات حسن المطابقة.

التعريف الإجرائي: هي تطابق مؤشرات جودة المطابقة في كل من التحليل العاملی الإستكشافي والتوكيدی، وملائمة النموذج المعتمد والبيانات المستمدۃ من جراء تطبيق أداة البحث على العينة إحصائیاً.

□ التحليل العاملی الاستكشافي (Exploratory Factor Analysis):

(Dillon & Goldstein, 1984) : وهو تحليل إحصائي يستهدف البحث عن البنية التحتية التي تکمن خلف البيانات (Dillon & Goldstein, 1984,57).

(جودة، 2009): أسلوب إحصائي يستخدم في الحالات التي تكون فيها العلاقات بين المتغيرات والعوامل الكامنة غير معروفة، وتهدف إلى اكتشاف العوامل التي تصنف إليها المتغيرات (جودة، 2009: 159).

التعريف النظري للباحثين: أسلوب إحصائي يستهدف تحليل أدوات القياس من اختبارات ومقاييس ، للتعرف على العوامل الكامنة خلف المتغيرات الملاحظة.

التعريف الإجرائي : مجموعة المعالجات الإحصائية، التي تقوم بفحص البيانات من زوايا متعددة، للكشف عن إمكانية اختزال هذه البيانات في عدد محدود من العوامل.

□ التحليل العاملی التوكيدی (Confirmatory Factor Analysis):

(ابوحطب و صادق، 1991): هو إجراء لأختبار الفروض حول العلاقة بين متغيرات معينة تنتهي لعوامل فرضية مشتركة والتي يتحدد عددها وتفسيرها مقدما (ابوحطب و صادق، 1991: 402).

(العباسي، 2014): وهو أحد تطبيقات المعادلة البنائية يستخدم للمقارنة بين عدة نماذج للعوامل المستخلصة، يتتيح الفرصة لتحديد واختبار صحة نماذج معينة للفياس والتي يتم بنائها في ضوء أسس نظرية سابقة (العباسي، 2014: 5).

التعريف النظري للباحثين: إسلوب إحصائي لتحديد العوامل الكامنة خلف المتغيرات قيد التحليل والتعرف على العلاقات القائمة بين العوامل الكامنة والمتغيرات الملاحظة.

- **التعريف الاجرائي** : تحليل احصائية يستخدم للملازمة بين مجموعة البيانات وما يقابلها في النموذج المفترض، للحصول على أفضل توافق بينهما.

□ **التمثيل المعرفي:**

- **سولسو (Soslo) 2000**: هي قدرة الفرد على تجهيز وتحويل المعرفة المستدخلة من صورتها الخام التي يتم استقبالها بها سواء كانت صياغة رمزية كالكلمات والرموز والمفاهيم أو صياغة شكلية كالأشكال والرسوم والصور، إلى العديد من الصور والاستدلالات كالمعنى والأفكار والتصورات الذهنية وذلك عن طريق الترابط والتمايز والتكميل والتوليف بينها حتى يتم ربطها بما لديه من أبنية معرفية (سولسو، 2000: 337-335).

التعريف الاجرائي: هي الدرجة التي يحصل عليها المستجيب على مقياس التمثيل المعرفي والبني لأغراض البحث الحالي.

الإطار النظري

مفهوم التمثيل المعرفي:

إن التمثيل المعرفي بوصفه عملية معرفية يعمل على تحويل الخبرات المختلفة والتأثيرات (دلائل الصياغات الرمزية من كلمات ورموز ومفاهيم) و(دلائل الصياغات الشكلية من صور وأشكال ورسوم) إلى معانٍ وأفكار وتصورات ذهنية يمكن ترميزها واستيعابها وتسكينها بطريقة منتظمة لتصبح جزءاً من البنية المعرفية الدائمة للفرد في الذاكرة طويلة المدى، حيث يعاد تنظيم المعلومات وتمثيلها بطريقة ما لتصبح فيها المعلومات جاهزة للاسترجاع وقت الحاجة (الزيارات، 2006: 227).

ولا يمكن عند التطرق إلى عملية التمثيل المعرفي إغفال البنية المعرفية لكونها وجهاً لعملة واحدة إذ تمثل البنية المعرفية نتاج عملية التمثيل المعرفي وصورها التي تكونت بمخالف المعالجات العقلية للمعلومات التي تم تمثيلها، وفي هذا السياق يرى ستيرنبرج (Sternberg) أن اتجاه تجهيز المعلومات يبحث في التمثيلات العقلية والعمليات التي تؤدي إلى السلوك الملاحظ ، كما أن محاور الاهتمام في هذا الاتجاه يمكن أن تتبلور في خمسة عناصر رئيسية هي:

- تحديد العمليات العقلية المكونة للأداء في المهام المختلفة وحدودها البنوية وقيودها على سعة الذاكرة .
- تحديد الطريقة التي تؤدي بها هذه العمليات بدقة وسرعة .
- الاستراتيجيات المستخدمة لدمج عمليات التجهيز أثناء أداء المهام .
- الهيئة التي تتخذها التمثيلات العقلية والعمليات والاستراتيجيات التي تؤدي من خلالها.
- الأساس المعرفي للأفراد الذي ينظم هذه التمثيلات وكيف يؤثر ويتأثر بالعمليات والاستراتيجيات والتمثيلات التي يستخدمها الأفراد (الحامولي، 1988:2).

نظريّة سولسو (Soslo 2000):

يرى (روبرت سولسو) إن التمثيل المعرفي هو قدرة الفرد على تجهيز وتحويل المعرفة المستدخلة من صورتها الخام التي يتم استقبالها بها سواء كانت صياغة رمزية كالكلمات والرموز والمفاهيم أو صياغة شكلية كالأشكال والرسوم والصور، إلى العديد من الصور والاستدلالات كالمعنى والأفكار والتصورات الذهنية وذلك عن طريق الترابط والتمايز والتكميل والتوليف بينها حتى يتم ربطها بما لديه من أبنية معرفية

لتصبح جزءاً منها والتمثيل المعرفي للمعلومات بحسب ما يراه (سولسو) يعد بمثابة عملية أساسية مركبة تتتألف من عدد من العمليات العقلية البسيطة التي تؤلف معاً سلسلة هرمية من المستويات بحيث يأتي الحفظ والتخزين في قاعدة البناء الهرمي المزعوم ويعني الاحتفاظ بالمعلومات بصورة الخام المستدخلة في البناء المعرفي للفرد أو ذاكرته حتى تمثل جزءاً منها وفي المستوى الثاني الأعلى يأتي الرابط. في حين يقصد بالتصنيف بعملية ربط المعلومات المستدخلة بذلك التي توجد في الذاكرة وتصنيفها في فئات تيسّر استرجاعها ويأتي التوليف في المستوى الثالث ويعني المواءمة بين المعلومات الجديدة المستدخلة والمعلومات القيمة الموجودة في الذاكرة أما في المستوى الرابع فيأتي الاشتباك أو التوليد ويعني استنتاج وتوليد معلومات جديدة ومعانٍ وأفكار جديدة من تلك الموجودة في الذاكرة أو التي تنشأ بسبب التوليف بين المعلومات القديمة أما في المرتبة الخامسة يأتي توظيف المعلومات ويعني استخدام المعلومات وتوظيفها بطريقة فعالة ومنتجة في إغراض متعددة وعلى هذا الأساس كما يعتقد (سولسو) فإن التمثيل المعرفي للمعلومات يسهم بصورة فعالة في حدوث التعلم (سولسو، 2000: 335-337).

وسيستند الباحثان على نظرية (سولسو) لبناء فقرات مقياس التمثيل المعرفي، المزمع بناؤه لأغراض البحث الحالي.

البنية العاملية:

يمكن التعرف على ماهية البنية العاملية في سياق تحليل البيانات، فالبيانات في البنية العاملية والتي تخضع للتحليل ربما لا تستند على أي فرضيات نظرية مسبقة عند استخدام التحليل العاملی، فهي تهدف إلى البحث عن بنية تحتية تکمن خلف البيانات واستخدام التحليل العاملی في هذه الحالة يطلق عليه استكشافی، وعلى الجانب المقابل ربما تملك البيانات المحللة بعض الخلفية النظرية عن البنية التحتية للبيانات والمطلوب هو تأكيد (confirm) أو نفي (negate) البنية المفترضة واستخدام التحليل العاملی في مثل هذه الحالة يطلق عليه توکیدی. (غانم، 2013 : 15)

فالبنية العاملية يتم التعرف عليها من خلال مجموعة من الأساليب الإحصائية التي تهدف إلى تخفيض عدد المتغيرات أو البيانات المتعلقة بظاهرة معينة، أو من خلال مجموعة العوامل الافتراضية الكامنة خلف مجموعة من المفردات الاختبارية أو المقاييس أو المتغيرات بصفة عامة، والتي تعد شكل من أشكال صدق البناء الذي يتم التوصل إليه من خلال التحليل العاملی (الجابري، 3103 : 3).

وتمثل العوامل أو الأبعاد أو المتغيرات الكامنة المساحات المشتركة من الدلاللة أو العلاقة التي تجمع بين شتات المتغيرات الأصلية، ويسمى هذا القاسم المشترك العلاقات بين المتغيرات المقاسة بالبنية الكامنة (أو البنية العاملية) التي تفسر العلاقات التي تجمع المتغيرات المقاسة وقد توجد مساحة واحدة من الدلاللة أو العلاقة تلتقي فيها المتغيرات المقاسة على تعدداتها الظاهري التي تستهدف قياس مفهوم معين كان تكون هذه المتغيرات المقامة فقرات مقياس معين. (تيغزة، 2012: 23). لذلك يتم إجراء التحليل البنائي وفق نوعين من التحليل هما:

1. التحليل العاملی الاستكشافی:

ويهدف هذا النمط من التحليل العاملی إلى اكتشاف المجموعة المثلی التي يمكن ان تتضمن المتغيرات الكامنة دون اعتبار مسبق لصياغة الفروض. (ابو حطب و صادق، 1991: 402). كما تمثل جل المعلومات التي تتطوّر عليها العلاقات البنية للمتغيرات المقاسة، مما يسهل التعامل مع هذه الفئة من المتغيرات الكامنة مقارنة بصعوبة التعامل مع كثرة المتغيرات المقاسة (الأصلية). واحتزالتها إلى عدد أقل، مع الاحتفاظ بجل

المعلومات الأصلية - أي بدون أن يترتب عن اشتقاق تلك المتغيرات الكامنة إلى إهار للمعلومات التي تتطوّر عليها المتغيرات الأصلية المتعددة، مما يساعد على الوضوح والتركيز وعدم تشتيت الانتباه بكثرة المعلومات.

2. التحليل العاملی التوكیدی:

هو إجراء لأختبار الفروض حول العلاقة بين متغيرات معينة تنتهي لعوامل فرضية مشتركة والتي يتحدد عددها وتقسيرها مقدماً (ابوخطب و صادق، 1991: 402). ويفترض الباحث قبل استعماله بنية عاملية نموذجاً تصوريًا نظرياً يوضح هذه البنية العاملية لمفهوم معين أو موضوع معين معنى ذلك أن الباحث يفترض سلفاً قبل إجراء التحليل العاملی عدد العوامل التي تكون مفهوماً معيناً، ويفترض هل ترتبط هذه العوامل فيما بينها بما في ذلك طبيعة ارتباطاتها، أم هي عوامل مستقلة غير مرتبطة كما بين الباحث المؤشرات أو المتغيرات المقاسة التي تتبع على كل عامل دون غيرها من العوامل أي ينظر لنطع العلاقات التي تربط بين المؤشرات أو المتغيرات المقاسة والعوامل، بحيث يحدد لكل عامل المتغيرات المقاسة أو المؤشرات التي تتبع عليه دون غيره من العوامل كما يوضح أيضاً قبل التحليل العاملی أخطاء القياس لكل متغير مقاس أو ظاهري، وقد يفترض ارتباط أخطاء القياس للمتغيرات المقامة التي تنتهي لعامل معين أو التي تنتهي العاملين مختلفين (تيغزة، 2012: 21-22) وتأسیساً على مسبق وإستناداً لما تم تلخيصه في (غانم، 2013) يمكن توضيح الفروق بين كلاً الاسلوبين وفق مايلي:

- يلجأ الباحث للتحليل العاملی الاستکشافی في سلة التعامل مع متغيرات ملاحظة لم تتبادر ببنيتها العاملية مسبقاً، حيث يتم وتبعاً لها هذا التحليل استکشاف تلك البنية.
- يلجأ الباحث التحليل العاملی التوكیدی في حالة التعامل مع متغيرات ملاحظة تم الاتفاق بواسطه الدراسات و البحوث والنظريات السابقة على بنيتها العاملية، لذل يتم في هذا التحليل تأكيد تلك البنية.
- في التحليل العاملی الاستکشافی فإن التحليل يستند على العوامل التي تم تحديد عدد عواملها مسبقاً، كما يسعى إلى استکشاف المتغيرات الملاحظة المكونة لكل عامل. وفي ضوء هذه المتغيرات يتم تسمية العامل ومن لم فإن طبيعة التحليل تأخذ منحی استکشافی.
- يختلف إجراء التحليل العاملی الاستکشافی من حيث أسلوب المعالجة الإحصائية من إجراء التحليل العاملی التوكیدی. ففي الوقت الذي يتم فيه إجراء التحليل العاملی الاستکشافی بواسطه أسلوب التحليل العاملی، يتم إجراء التحليل العاملی التوكیدی باستخدام أسلوب النمذجة البنائية (Structural modeling equations SMF).
- يمكن إجراء النوعين من التحليل العاملی معاً على نفس بيانات المتغيرات الملاحظة.

(غانم، 2013: 23).

منهجية البحث: Method of the Research

تعد منهجهية البحث ركناً أساسياً من أركان البحث العلمي، ومن الواضح أن هناك أكثر من منهج علمي ينتهجه الباحثون لإجراء بحوثهم العلمية، ومن بين تلك المناهج البحثية المنهج الوصفي المقارن، لكونه يهتم بالكشف عن الفروق بين المتغيرات أو أكثر لمعرفة مدى الارتباط بين هذه المتغيرات والتعبير عنها كميًّا من خلال معاملات الارتباط بين المتغيرات أو بين مستويات المتغير الواحد.(عباس، 2014: 77)

مجتمع البحث: Population of the research

يعرف مجتمع البحث بأنه كل الأفراد الذين يحملون البيانات الظاهرة التي هي في متناول الدراسة، أو يقصد به جميع مفردات أو وحدات الظاهرة قيد البحث (عودة، 1998: 66)، يستعمل مجتمع البحث الحالي على طلبة المرحلة الإعدادية حيث تمت مراجعة مديرية تربية المركز محافظة أربيل، إلا أن الباحثان لم يحصل على أعداد توزيع طلبة المرحلة الإعدادية تبعاً للمرحلة الدراسية والجنس بداعي عدم توفر البيانات بالصيغة التي تتناسب مع متطلبات البحث الحالي، وزُرَّد الباحثان فقط بالعدد الكلي لطلبة المرحلة الإعدادية البالغ عددهم (35050)، للعام الدراسي (2022-2023) موزعين على (71) مدرسة اعدادية كان منهم (48) مدرسة تضم الفرعين العلمي والأدبي.

والجدول (1) يوضح مجتمع البحث:

جدول (1) يوضح مجتمع البحث وأعداد المدارس الإعدادية بفرعيها العلمي والأدبي

عدد مدارس الفرعين العلمي والأدبي	عدد المدارس الإعدادية	عدد طلاب المرحلة الإعدادية
48	71	35050

عينة البحث: Sampl of the Research

بعد حجم العينة المستخدمة في البحث من أهم العوامل المؤثرة في دقة القياس وصحة النتائج، وقد ذكر ديل (1995) أنه يمكن تحديد دقة القياس عن طريق معرفة حجم العينة ونوعيتها ومدى تجانسها في الخاصية موضوع القياس فضلاً عن نطاق تمثيلها للمجتمع الأصلي (Dale, G.T, 1995:17). وفي هذا الصدد تقترح "نووني" Nunnally أن تكون حجم عينة تحليل الفقرات بين (5-10) أفراد لكل فقرة من فقرات المقياس وذلك لقليل أثر الصدفة (Nunnally, 1978: 262).

حيث تطلب البحث الحالي اختيار عينة ممثلة لمجتمع البحث، تتناسب في حجمها مع الإجراءات الإحصائية لذا قام الباحثان بأختيار عينة قوامها (320) طالبة في المرحلة العاشرة (الرابع الإعدادي) بالطريقة العنقودية العشوائية، حيث يعد هذا الأسلوب من الطرق عالية الدقة في اختيار العينات، وعادة ما يتم اللجوء إليها في حالة تجانس مفردات وخصائص المجتمع الاحصائي للبحث، وهو ذات السبب الذي حذر الباحثان على اختيار العينة بهذا الأسلوب.

الهدف الأول: بناء مقياس للتتمثيل المعرفي

من أجل تحقيق هذا الهدف فقد أستند الباحثان إلى نظرية سولسو (Solso 2000) لجمع وصياغة فقرات المقياس المقترن، لذا قام الباحثان ببناء المقياس بالشكل الذي توافقه مع الخصائص النفسية لمجتمع البحث، حيث تكون المقياس بصيغته الأولية من (43) فقرة تقيس الخصائص التي تشير إلى التمثيل المعرفي، والتي تم صياغتها جميعها بصيغة إيجابية، ويتم تصحيحها بناءً على استجابة الأفراد على كل فقرة من فقرات صيغت بأسلوب العبارات التقريرية الذاتية، وأمام كل فقرة توجد خمسة بدائل هي: (تنطبق على دائمًا، تنطبق على غالباً، تنطبق على أحياناً، تنطبق على نادراً، لا تنطبق على أبداً)، ويتم إعطاء الدرجات من (1-5) على التوالي، لتتراوح درجات المقياس بين (43 - 215) درجة، حيث تشير الدرجة العالية للإستجابة على المقياس إلى أن صاحبها يتمتع بالقدرة على التمثيل المعرفي.

الهدف الثاني: التعرف على الخصائص السيكومترية لمقياس التمثيل المعرفي:

تعد عملية التحليل الإحصائي لفقرات المقياس من الخطوات الأساسية لبنائه، لكونها دلائل أو مؤشرات إحصائية عن مدى جودة المقياس وفقراته، وأن اعتماد الفقرات التي تتميز بخصائص قياسية جيدة يجعل

المقياس أكثر صدقاً وثباتاً (Anastasi, 1988: 192). وبهدف التأكيد من ملائمة المقياس من حيث صياغة فقراته وبدائل الإجابة عليها، ودقتها لقياس التمثيل المعرفي، فقد تم حساب الخصائص السيكومترية للمقياس من خلال سلسلة من الإجراءات كاستخراج (الصدق، والتمييز، والثبات)، وفيما يلي الإجراءات المتتبعة من قبل الباحثان للأطمئنان للخصائص القياسية (السيكومترية)، كما مالي:

أولاً: الصدق

يُعد الصدق شرط أساسي من شروط أدوات القياس الفعالة في قياس الظاهرة موضوع القياس، ويقصد بصدق المقياس أن يقيس أداة القياس ما وضعت من أجل قياسه، أي مدى صلاحية المقياس لقياس هدف أو جانب محدد مما وضع المقياس من أجله قياسه. (أبو جادو، 2014: 399). وللحقيقة من ذلك اعتمد الباحثان على عدة طرق من الطرق المعتمدة في استخراج معامل الصدق للمقاييس وهو الصدق الظاهري، وصدق البناء بأستخدام مؤشرات ارتباط درجة الفقرة بالدرجة الكلية للمقياس، ومؤشر القوة التمييزية، وكانت النتائج كما يلي في أدناه:

أ. الصدق الظاهري Face validity:

ويعد أحد مؤشرات صدق المحتوى، فالاختبار الصادق ظاهرياً يكون صالحًا من خلال النظر إلى عنوانه وتعليماته والوظيفة التي يقيسها. (إبراهيم، 1999: 23). كما أشار إيبيل Ebel إلى أن الصدق الظاهري وسيلة جيدة للتتأكد من صلاحية الفقرات هي قيام عدد من الخبراء المختصين بتقرير صلاحيتها لقياس الصفة التي وضعت من أجلها (Ebel, 1972 , p. 140).

لذلك اعتمد الباحثان أسلوب الصدق الظاهري بعرض المقياس بصيغته الأولية على (18) خبيراً ومحكماً من الخبراء والمختصين في العلوم النفسية والتربوية، لإصدار أحکامهم على مدى صلاحية الفقرات وبدائلها، ولحساب إتفاق السادة الخبراء والمحكمين عن ذلك، تم حساب هذا النمط من الصدق بأستخدام النسبة المئوية وأختبار مربع كاي لحسن المطابقة، حيث اعتمد الباحثان نسبة أتفاق (89 %) فأكثر وقيمة مربع كاي تبلغ (3.84) فأعلى للبقاء على الفقرة، وتخفض عن ذلك بأن جميع الفقرات كانت صادقة لذا لم تحذف أي فقرة من الفقرات المقياس.

ب. صدق البناء: (Construct Validity)

بالإضافة إلى ما تم عرضه أعلاه لاستخراج صدق الظاهري، فقد اعتمد الباحثان أيضاً على أكثر من مؤشر من مؤشرات صدق البناء. وكانت كما يلي:

1. علاقة الفقرة بالدرجة الكلية للبعد الذي تنتهي إليه الفقرة:

ان ارتباط درجة الفقرة بالدرجة الكلية اكثراً دقة من صدقها الظاهري لأنها يكشف على ان الفقرة تقيس المفهوم نفسه الذي تقيسه الدرجة الكلية، بمعنى ان الفقرات متجانسة في قياس ما اعدت لقياسه. (Kroll, P:426, 1960)، وان علاقة الفقرات بالدرجة الكلية يعني ان المقياس يقيس سمه واحدة (عبد الرحمن, 1998: 215).

لذا اعتمد الباحثان الى استخدام معامل ارتباط بيرسون لحساب العلاقة بين درجات كل فقرة بالدرجة الكلية للبعد الذي تنتهي اليه الفقرة، ولما كان من المفترض أن تكون هذه العلاقة دالة ومحبطة لتكون مؤشراً لصدق البناء، قد تبين أن جميع الفقرات كانت دالة إحصائياً عند مستوى دلالة (0.001) بأستثناء الفقرة (5) فقد كانت دالة عند مستوى (0.01) وبدرجة حرية (319) والجدائل (2) و(3) و(4) و(5) و(6) و(7) توضح تلك القيم.

جدول (2) يوضح معامل ارتباط درجة الفقرة بالدرجة الكلية وبعد الاستيعاب

قيمة معامل الارتباط	الفقرة	قيمة معامل الارتباط	الفقرة
.158**	5	.484***	1
.484***	6	.535***	2
.376***	7	.497***	3
.408***	8	.322***	4

جدول (3) يوضح معامل ارتباط درجة الفقرة بالدرجة الكلية وبعد الاشتغال

قيمة معامل الارتباط	الفقرة	قيمة معامل الارتباط	الفقرة
.590***	13	.528***	9
.557***	14	.469***	10
.582***	15	.570***	11
		.386***	12

جدول (4) يوضح معامل ارتباط درجة الفقرة بالدرجة الكلية بعد التوليف

قيمة معامل الارتباط	الفقرة	قيمة معامل الارتباط	الفقرة
.595***	20	.383***	16
.531***	21	.453***	17
.638***	22	.510***	18
		.689***	19

جدول (5) يوضح معامل ارتباط درجة الفقرة بالدرجة الكلية بعد التنظيم

قيمة معامل الارتباط	الفقرة	قيمة معامل الارتباط	الفقرة
.580***	27	.458***	23
.401***	28	.462***	24
.280***	29	.525***	25
		.590***	26

جدول (6) يوضح معامل ارتباط درجة الفقرة بالدرجة الكلية بعد الترميز

قيمة معامل الارتباط	الفقرة	قيمة معامل الارتباط	الفقرة
.593***	34	.394***	30
.553***	35	.440***	31
.504***	36	.297***	32
		.566***	33

جدول (7) يوضح معامل ارتباط درجة الفقرة بالدرجة الكلية بعد الرابط

قيمة معامل الارتباط	الفقرة	قيمة معامل الارتباط	الفقرة
.414***	41	.459***	37
.706***	42	.494***	38
.457***	43	.647***	39
		.671***	40

القيمة الحرجة لمعامل الارتباط بدرجة حرية (318) عند مستوى

$= 0.05^*$

$= 0.01^{**}$

$= 0.138$

$= 0.179$

2. مصفوفة الارتباطات الداخلية

أن تطابق الإفتراض النظري مع التحليل التجريبي، من خلال حساب الارتباطات الداخلية لمكونات أو أبعاد أداة القياس، يعد مؤشراً من مؤشرات صدق البناء (فرج، 1980: 315). وبغية معرفة مدى اتساق الأبعاد السبعة مقياس التمثيل المعرفي، تطلب الأمر أن يحسب الباحثان مصفوفة الارتباطات الداخلية بين أبعاد المقياس باستخدام معامل إرتباط بيرسون، وأظهرت النتائج إلى أن ارتباط الأبعاد كانت دالةً أحصائياً مما يعني أن المقياس يتسم بالاتساق الداخلي، والجدول (8) يوضح تلك النتائج وكما يلي:

الجدول (8) يوضح مصفوفة الارتباطات الداخلية لمقياس التمثيل المعرفي

المجموع الكلي	الربط	الترميز	التنظيم	التوليف والاحلال	الاشتقاق	الاستيعاب	أبعاد المقياس
.733***	.416***	.517***	.571***	.564***	.590***	1	الاستيعاب
.859***	.704***	.604***	.644***	.675***	.590***	1	الاشتقاق
.866***	.655***	.673***	.635***	1	.564***	.571***	التوليف والاحلال
.811***	.600***	.583***	1	.635***	.644***	.571***	التنظيم
.817***	.628***	1	.583***	.673***	.604***	.517***	الترميز
.823***	1	.628***	.600***	.655***	.704***	.590***	الربط
1	.823***	.817***	.811***	.866***	.859***	.733***	المجموع الكلي

القيمة الحرجة لمعامل الارتباط بدرجة حرية (318) عند مستوى

$= 0.05^*$

$= 0.01^{**}$

$= 0.138$

$= 0.179$

ويتبين من القيم المبينة في الجدول أعلاه أن جميع الأبعاد كانت دالةً إحصائياً عند مستوى دلالة (0.001).

ثانياً: التمييز (الصدق التميزي)¹

يقصد بهذا النمط من الصدق، بمدى قدرة الفقرة على تمييز الفروق الفردية بين الأفراد الذين يمتلكون السمة أو الخاصية موضع القياس، والذين لا يمتلكونها. (العجيلى وآخرون، 1990: 70). وتعد الفقرة مميزة إذا كانت نسبة يمتلكون السمة من الفئة أو المصنفين في المجموعة العليا، أعلى من نسبة الأفراد الذين لديهم مستويات متدننة من السمة في الفئة الدنيا (الظاهر وآخرون، 1999: 103)

¹ على الرغم من أن هذا النمط من حساب التمييز يمثل تمييز الفقرة إلا أنها تمثل في ذات الوقت مؤشراً لصدق الفقرة أو ما يشار تسميتها بالصدق التميزي أو صدق المقارنات الطرفية.

وبناءً على ذلك فقد رتب الباحثان درجات افراد العينة البالغ عددهم (320) فرداً من أعلى درجة إلى أدنى درجة وحددت المجموعة المترافقان في الدرجة الكلية بنسبة (27%) في كل مجموعة. إذ يشير المتخصصون في القياس النفسي والتربوي إلى أن هذه النسبة تجعل المجموعتين في أفضل ما يكون من التمايز بينهما، إذ يقترح "كيلي" Kelly الاعتماد على نسبة (27%) إذا كان التوزيع اعتدالياً أو يقترب منه (عوده، 1998: 268).

وبعد تطبيق المقياس تبين أن عدد الأفراد في كل من المجموعتين العليا والدنيا قد بلغ (87) طالب وطالبة لكل منها، وبحساب معامل التمييز لكل فقرة من فقرات المقياس باستخدام الأختبار الثنائي لعينتين مستقلتين، واظهرت النتائج أن معاملات التمييز قد تراوح بين، (1.782 - 1.171). والجدول (9) و(10) و(11) و(12) و(13) و(14) توضح تلك النتائج:

الجدول (9) يوضح نتائج صدق المقارنات الظرفية لفقرات بعد الاستيعاب

مستوى الدلالة عند (0.05)	القيمة التائية المحسوبة	الانحراف المعياري	المتوسط الحسابي	المجموعة	الفقرة
دالة	7.476	.184	4.97	العليا	1
		.855	4.26	الدنيا	
دالة	9.014	.578	4.61	العليا	2
		.999	3.49	الدنيا	
دالة	8.661	.255	4.93	العليا	3
		.841	4.11	الدنيا	
دالة	6.182	.437	4.75	العليا	4
		.963	4.05	الدنيا	
دالة	4.133	1.554	3.51	العليا	5
		1.452	2.56	الدنيا	
دالة	7.115	.255	4.93	العليا	6
		1.039	4.11	الدنيا	
دالة	5.725	.321	4.89	العليا	7
		.779	4.37	الدنيا	
دالة	6.726	.437	4.83	العليا	8
		.760	4.20	الدنيا	

الجدول (10) يوضح نتائج صدق المقارنات الطرفية لفقرات بعد الاستtraction

مستوى الدلالة عند (0.05)	القيمة الثانية المحسوبة	الانحراف المعياري	المتوسط الحسابي	المجموعة	الفقرة
دالة	9.331	.370	4.84	العليا	9
		.978	3.79	الدنيا	
دالة	8.074	.475	4.77	العليا	10
		.995	3.82	الدنيا	
دالة	11.483	.481	4.76	العليا	11
		1.053	3.33	الدنيا	
دالة	8.307	.380	4.83	العليا	12
		.960	3.91	الدنيا	
دالة	12.745	.416	4.78	العليا	13
		1.174	3.08	الدنيا	
دالة	11.293	.291	4.91	العليا	14
		1.013	3.63	الدنيا	
دالة	10.868	.211	4.95	العليا	15
		.709	4.09	الدنيا	

الجدول (11) يوضح نتائج صدق المقارنات الطرفية لفقرات بعد التوليف والاحلال

مستوى الدلالة عند (0.05)	القيمة الثانية المحسوبة	الانحراف المعياري	المتوسط الحسابي	المجموعة	الفقرة
دالة	6.803	.691	4.82	العليا	16
		.998	3.93	الدنيا	
دالة	7.722	1.085	4.09	العليا	17
		1.442	2.60	الدنيا	
دالة	8.792	.869	4.40	العليا	18
		1.252	2.97	الدنيا	
دالة	14.299	.399	4.80	العليا	19
		.815	3.41	الدنيا	
دالة	8.723	.513	4.69	العليا	20
		1.063	3.59	الدنيا	
دالة	9.064	.461	4.79	العليا	21
		1.076	3.66	الدنيا	
دالة	11.685	.418	4.85	العليا	22
		.999	3.49	الدنيا	

الجدول (12) يوضح نتائج صدق المقارنات الطرفية لفقرات بعد التنظيم

مستوى الدلالة عند (0.05)	القيمة الثانية المحسوبة	الانحراف المعياري	المتوسط الحسابي	المجموعة	الفقرة
دالة	8.936	.211	4.95	العليا	23
		.900	4.07	الدنيا	
دالة	9.062	.461	4.79	العليا	24
		.813	3.89	الدنيا	
دالة	9.317	.255	4.93	العليا	25
		.909	3.99	الدنيا	
دالة	11.564	.511	4.75	العليا	26
		.818	3.55	الدنيا	
دالة	9.744	.487	4.75	العليا	27
		1.168	3.43	الدنيا	
دالة	7.673	.462	4.86	العليا	28
		.846	4.07	الدنيا	
دالة	5.296	.819	4.66	العليا	29
		1.030	3.91	الدنيا	

الجدول (13) يوضح نتائج صدق المقارنات الطرفية لفقرات بعد الترميز

مستوى الدلالة عند (0.05)	القيمة الثانية المحسوبة	الانحراف المعياري	المتوسط الحسابي	المجموعة	الفقرة
دالة	5.697	.686	4.75	العليا	30
		.873	4.07	الدنيا	
دالة	6.168	.445	4.82	العليا	31
		.865	4.17	الدنيا	
دالة	6.194	.560	4.68	العليا	32
		1.266	3.76	الدنيا	
دالة	9.502	.487	4.75	العليا	33
		.904	3.70	الدنيا	
دالة	9.569	.640	4.57	العليا	34
		1.271	3.11	الدنيا	
دالة	9.659	.423	4.77	العليا	35
		1.086	3.56	الدنيا	
دالة	8.146	.291	4.91	العليا	36
		1.039	3.97	الدنيا	

الجدول (14) يوضح نتائج صدق المقارنات الظرفية لفقرات بعد الترميز الرابط

مستوى الدلالة عند (0.05)	القيمة الثانية المحسوبة	الانحراف المعياري	المتوسط الحسابي	المجموعة	الفقرة
دالة	6.008	.321	4.89	العليا	37
		1.059	4.17	الدنيا	
دالة	9.433	.255	4.93	العليا	38
		.967	3.92	الدنيا	
دالة	10.702	.211	4.95	العليا	39
		1.082	3.69	الدنيا	
دالة	11.888	.390	4.82	العليا	40
		1.096	3.33	الدنيا	
دالة	6.796	.437	4.83	العليا	41
		.910	4.09	الدنيا	
دالة	15.065	.468	4.78	العليا	42
		.888	3.16	الدنيا	
دالة	8.043	.211	4.95	العليا	43
		.909	4.15	الدنيا	

□ القيمة الثانية الجدولية تبلغ (1.96) عند مستوى دلالة (0.05) وبدرجة حرية (85) ويتبين من القيم المبينة في الجدول أعلاه أن جميع الفقرات كانت دالة احصائياً عند مستوى دلالة (0.05)، وبذلك يصبح المقياس بصيغته النهائية مكوناً من (43) فقرة.

ثالثاً: الثبات

يقصد بالثبات بأنه اتساق درجات الاختبار في قياس ما وضع من أجل قياسه والهدف من حساب الثبات هو تقدير أخطاء الاختبار واقتراح طرائق للتقليل من هذه الأخطاء (Eble,1972:409). وقد استخرج الباحثان قيمة معامل الثبات للمقياس باستخدام المعادلات سبيرمان - براون كمعادلة تصحيحية لأسلوب التجزئة، أو شاع تسميته بالتجزئة النصفية، ومعادلة ألفا - كرونباخ كطريقة تحليل التباين لملايينهما مع طبيعة أداة البحث. وأنصح للباحثين بعد استخدامهما لتلك المعادلتين، أن معامل ثبات سبيرمان - براون قد بلغ (0.901)، في حين كانت نتائج حساب قيمة معامل الثبات باستخدام معادلة ألفا - كرونباخ (0.920). ويتبين مما سبق أن هذه القيم تتناسب مع قيم الثبات المقبولة لأغراض هذه الدراسة، حيث يذكر (فوران، 1961) أنه يفضل أن يكون معامل الثبات أكبر من (0.70). (Foran,1961:484)، وعليه فإن مقياس التمثيل المعرفي يتسم بثبات عالي نسبياً. والجدول (15) يوضح تلك النتائج:

جدول (15) يوضح قيمة معامل الثبات باستخدام معادلات سبيرمان - براون، وألفا - كرونباخ

الثبات باستخدام معادلة ألفا - كرونباخ	جتمان	قيمة معامل الارتباط بين الفقرات الفردية والزوجية	الفترات		البعد	الترتيب
			إلى	من		
0.737	0.738	0.57	8	1	الاستعاب	1
0.759	0.763	0.61	15	9	الاشتقاق	2
0.720	0.721	0.55	22	16	التوليف و الإحلال	3
0.745	0.757	0.58	29	23	التنظيم	4
0.815	0.819	0.67	36	30	الترميز	5
0.771	0.782	0.64	43	37	الربط	6

ومن خلال الإجراءات المتبعة أعلاه تم التأكد من توفر الخصائص السيكومترية من صدق وتميز وثبات، وعليه تم تحقيق الهدف الثاني من أهداف البحث.

**الهدف الثالث: التعرف على البنية العاملية الاستكشافية لمقاييس التمثيل المعرفي لدى طلبة المرحلة
العاشرة**

وقد تم التتحقق من هذا الهدف بأختبار مجموعة من المحکات الخارجية بالإضافة الى الاختبار الذي يراد تعيين معامل الصدق له، حيث تحسب معاملات الارتباط البينية بين المحکات الخارجية والاختبار، ثم تحليل هذه المعاملات من أجل الوصول الى مقدار تشبیع كل فقرة بالعامل العام، وجميع العوامل الاخرى المشتركة (إن وجدت) (عبدالرحمن، 1998: 192).

وقبل الشروع في استخدام طريقة التحليل العاملی قام الباحثان بالتحقق من الشروط الواجب توافرها في مصفوفة معاملات الارتباط الخاصة بالتحليل العاملی، حيث يجب أن تكون قيمة محدد مصفوفة معاملات الارتباط لا يساوي صفرًا. أي أن ($R \neq 0$) ، وقد وجد الباحثان أن قيمة محدد مصفوفة معاملات الارتباط تساوي (5.503×10^{-4})، وهذه القيمة أكبر من الصفر.

قياس تجانس العينة بالنسبة لحجم العينة: ويتم ذلك من دلالة قيمة کای تریبع (χ^2) لاختبار بارتليت، والجدول (16) يوضح ذلك:

ملائمة وكفاية العينة: ويتم ذلك بواسطة حساب قيمة کایزرس- ماير- أولكن (K.M.O)، والذي يجب أن لا يقل عن (0,50) حسب مک کایزرس، ويتبين من الجدول (15) أن قيمة کایزرس- ماير- أولكن (K.M.O) تساوي (0,825) وهي أكبر من (0,50)، بمعنى أنه دال.

جدول (16) قيمة كايزر- ماير- أول肯 (K.M.O) واختبار بارتليت

0,825	Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy.(KMO)
6477.903	اختبار بارتليت Bartlett's Test of Sphericity
.903	درجة الحرية (df)
.000	الدالة الاحصائية (sig)

قيم الشيوع (الاشتراكيات): ويتم بحساب مستوى كل متغير من خلال اختبار التعيين Measures of Sampling Adequacy (MSA)، والذي يدل على أن مستوى الارتباط بين كل متغير بالمتغيرات الأخرى في مصفوفة الارتباط كاف لإجراء التحليل العاملی كانت قيم (MSA) التي تظهر في القيم القطرية في مصفوفة الارتباطات العكسية Anti -image Matrices قد تجاوزت (0,50) بمدى تراوح بين (0,515 - 0,911) وهي تعد وفقاً لمحك كايizer لا بأس بها، والذي يحدد (05,0) كحد أدنى لأعتبر مستوى ارتباط كل متغير بالمتغيرات الأخرى مقبولاً للاستمرار بالتحليل العاملی، أما في حالة عدم تجاوز المتغير للقيمة الحرجة المحددة فإن هذا المتغير يحذف، لاستقلاليته عن المتغيرات الأخرى، أو تعامل بمعزل عن بنية المتغيرات الأخرى (تيغزة، 2012، 90)، والجدول (17) يوضح ذلك

تشبع الفقرات بالعامل: وتمثل مقدار تشبع كل فقرة من فقرات الاختبار بالعامل العام، وجميع العوامل الأخرى المشتركة (إن وجدت). ويدل مقدار التشيع الفقرة بالعامل العام على صدقه لقياس ذلك العامل. (عبدالرحمن، 1998: 192). ويتم التعرف عليها من خلال تبني أحدي معايير كمعيار جلفورد Gelford، وهو ذات المعيار الذي تبناه الباحثان في البحث الحالي، حيث تقبل الفقرة التي تساوي أو يزيد تشبعها بالعامل العام على (30%)، وهو ما تتحقق في حساب تلك القيم التي تراوحت بين (0.723 – 0.471)، والجدول (17) يوضح ذلك

جدول (17) يوضح قيم الشيوع والتشبع

الفقرات	قيم الشيوع (MSA)	الفقرات	قيم التشبع	قيم الشيوع (MSA)	قيم التشبع	القيم التشبع
1	0.818	23	.723	0.823	.502	
2	0.856	24	.698	0.820	.500	
3	0.867	25	.677	0.792	.482	
4	0.870	26	.676	0.906	.481	
5	0.515	27	.645	0.819	.477	
6	0.777	28	.636	0.774	.477	
7	0.731	29	.621	0.611	.473	
8	0.706	30	.604	0.752	.445	
9	0.842	31	.595	0.804	.421	

.374	0.672	32	.590	0.767	10
.534	0.827	33	.589	0.871	11
.435	0.837	34	.586	0.813	12
.421	0.810	35	.580	0.860	13
.482	0.827	36	.580	0.754	14
.430	0.797	37	.568	0.909	15
.573	0.877	38	.564	0.687	16
.390	0.859	39	.553	0.747	17
.541	0.877	40	.550	0.795	18
.522	0.798	41	.543	0.881	19
.409	0.911	42	.520	0.836	20
417.	0.844	43	.506	0.795	21
			.505	0.908	22

كما وتم إجراء التحليل العائلي للتعرف على العوامل التي يضمها المقياس، لذلك قام الباحثان باستخدام التحليل العائلي الاستكتشافي بطريقة المكونات الأساسية Principle components لاستجابات الأفراد عن فقرات الأختبار، وذلك بحساب قيمة الجذر الكامن Eigen Value، ونسبة التباين المفسر Explained Variance ، وكذلك التباين المفسر التراكمي لكل عامل من العوامل، والجدول (18) يوضح تلك النتائج.

جدول (18) يوضح قيم الجذر الكامن ونسبة التباين المفسر ونسبة التباين المفسر التراكمي

العامل	الجذر الكامن	نسبة التباين المفسر	نسبة التباين المفسر التراكمي
الإستعاب	15.823	46.104	63.502
الإشتغال	2.241	8.956	72.458
التوليف و الإحلال	2.121	7.880	80.338
التنظيم	1.988	7.124	87.462
الترميز	1571	6.834	94.296
الربط	1.467	5.704	100.000

ويتبين من الجدول (18) أن قيم الجذور الكامنة النهائية للعوامل الستة المستخلصة أكبر من الواحد الصحيح حسب معيار كايزر، مما يعني ان المقياس يتوزع على (6) عوامل، كما يتضح أيضاً أن العامل الأول يفسر أكبر نسبة تباين في درجات الأفراد المفحوصين مقارنة ببقية العوامل، حيث بلغت قيمة الجذر الكامن للعامل الأول (15.823)، بنسبة تباين (46.104 %)، مما يعني أن هذا العامل هو المسيطر على تفسير التباين الكلي لدرجات المقياس.

وتأسيساً على ما سبق فإن جميع هذه الشروط قد تطبقت مما يعني أن هذا المقياس يقيس سمة كامنة واحدة وهي التمثيل المعرفي وهي المسؤولة عن تفسير ما يحدث من تباين في درجات المقياس، وبذلك يكون تم تحقيق الهدف الثالث، ليكون المقياس بصيغته النهائية مكوناً من (43) فقرة.
الهدف الرابع: التعرف على البنية العاملية التوكيدية لمقياس التمثيل المعرفي لدى طلبة المرحلة العاشرة.

من أجل تحقيق هذا الهدف لجأ الباحثان إلى برنامج Amos (Amos-25) لحساب التحليل العائلي التوكيدية، حيث تم إدخال بيانات المستجيبين للمقياس، وبعد مطابقة البيانات بالنموذج بطريقة الأرجحية العظمى (ML) لتقدير بارامترات النموذج المقترن، والذي تمخض عنه (43) معلمة أو متغير تمثل فقرات المقياس، والتي تشبّع على ستة عوامل كامنة.

اختبار جودة مطابقة النموذج: ترشح عن استخدام طريقة الأرجحية العظمى مؤشرات عدة يمكن الاستعانة بها لاختبار جودة النموذج المقترن، وذلك بعد مقارنتها بمعايير قبول القيم، والتي كانت قيمها المحسوبة ومعايير قبولها كما مؤشرة في الجدول (19):

جدول رقم (19) يوضح نتائج التحليل العائلي التوكيدية لمقياس التمثيل المعرفي قبل التعديل

المعايير القبول	القيم	المؤشرات
أن تكون غير دالة	131.319	مربع كاي (Cmin)
أن تتراوح بين (5-1)	1.72	مربع كاي المعياري (Cmind/Df)
أن تكون غير دالة	0.000	مستوى الدلالة (P-value)
$DF \geq 0$	76	درجة الحرية (df)
CFI ≥ 0.90	0.936	مؤشر المطابقة المقارن (CFI)
CFI ≥ 1		
TLI ≥ 0.90	0.932	مؤشر توكر لويس (TLI)
TLI ≥ 1		
IFI ≥ 0.90	0.936	مؤشر المطابقة التزايدية (IFI)
IFI ≥ 1		
مؤشرات المطابقة:		
- أقل (0.05) يشير لتطابق مقبول.	0.089	مؤشر جذر متوسط مربع الخطأ التقريري (RMSEA)
- (0.10 – 0.08) يشير لتطابق غير كافي.		
- (0.10) تطابق سيء.		
(0.08) أو أقل تشير لتطابق مقبول.	0.096	مؤشر جذر متوسط مربعات الباقي (SRMR)
0 = تطابق جيد.		

يتبيّن من القيم أعلاه أن النموذج الحالي سيء وغير مطابق لمعايير القبول، لكون مؤشر المطابقة لمربع كاي المعيارية مرتفعة، علاوة على أن المؤشرات الأخرى كانت متدينة، وبذلك لا يمكن اعتبار النموذج الحالي مطابق بل يحتاج إلى التعديل.

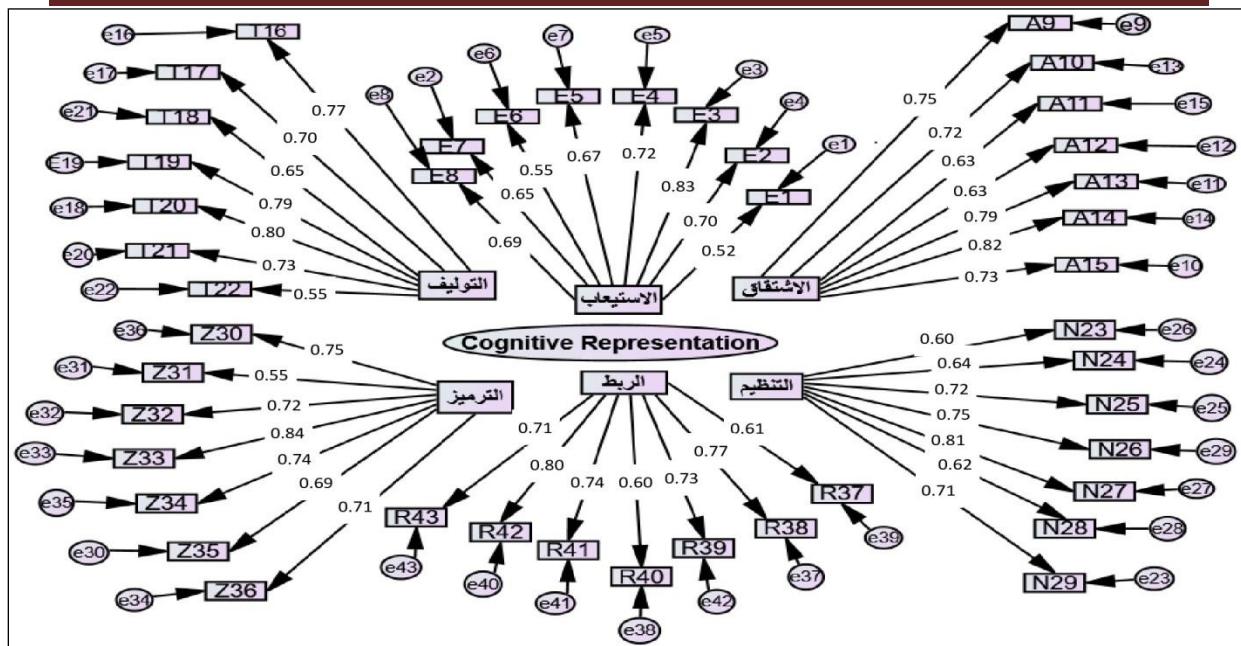
تعديل النموذج المقترن: قام الباحثان بمراجعة مؤشرات التعديل (Modification Indices)، وتمخض عنها جملة من التعديلات أبرزها الرابط بين أخطاء المقياس، والذي ثبتت قيمته في النموذج

ب(صفر)، وذلك إستناداً لأفتراض استقلالية أخطاء القياس، ليتم الحصول على أفضل مطابقة ممكنة.
ومن الجدول (20) يمكن التعرف على مؤشرات جودة المطابقة بعد التعديل وكما يلي:

جدول رقم (20) يوضح نتائج التحليل العاملی التوکیدی لمقياس التمثیل المعرفي بعد التعديل

القيم المحسوبة	المؤشرات
67.381	مربع كاي (C_{min})
0.97	مربع كاي المعياري (C_{mind}/D_f)
0.200	مستوى الدلالـة ($P-value$)
69	درجة الحرية (df)
0.986	مؤشر المطابقة المقارن (CFI)
0.962	مؤشر توکر لویس (TLI)
0.988	مؤشر المطابقة التزايدی (IFI)
0.041	مؤشر جذر متوسط مربع الخطأ التقريري (RMSEA)
0.073	مؤشر جذر متوسط مربعات الباقي (SRMR)

أوضح الجدول أعلاه أن مؤشرات المطابقة جاءت مطابقة مقبول للنموذج التوکیدی لمقياس التمثیل المعرفي، حيث بلغت قيمة مربع كاي (67.381) بعدما أن كانت (131.319)، كما أن قيمة مربع كای المعياري انخفضت من (1.72) لتصبح (0.97) ، في حين أضحت قيمة مؤشر المطابقة المقارن (CFI) من (0.936) لترتفع الى (0.986) ، أما مؤشر توکر لویس (TLI) فقد ارتفع من (0.932) ليساوي (0.985) ، كما بلغ مؤشر المطابقة التزايدی (IFI) ، (0.962) ، بعد أن كان () والجدير بالذكر أن جميع هذه القيم تعد مقبولة وهو مما يدل على مطابقتها للنموذج التوکیدی لمقياس التمثیل المعرفي، والجدول رقم (21) كذلك الشكل (2) يوضح قيم التشبع للتحليل العاملی التوکیدی بعد التعديل:



شكل (2) يوضح تشبّع الفقرات بعد التعديل
 جدول رقم (21) يوضح قيم ورتب الفقرات تبعاً لتشبّعها بالعامل

العامل الذي تنتهي إليه الفقرة	التشبّع	رتبه في العامل الذي تنتهي إليه	تسلسل الفقرة
5	0.84	1	Z33
1	0.83	1	E3
2	0.82	1	A14
3	0.81	1	N27
6	0.80	1	T20
4	0.80	1	R42
2	0.79	2	A13
6	0.79	2	T19
4	0.77	2	R38
6	0.77	3	T16
2	0.75	3	A9
3	0.75	2	N26
5	0.75	2	Z30
4	0.74	3	R41
5	0.74	3	Z34
2	0.73	4	A15
4	0.73	4	R39

6	0.73	4	T21
1	0.72	2	E4
2	0.72	5	A10
3	0.72	3	N25
5	0.72	4	Z32
3	0.71	4	N29
4	0.71	5	R43
5	0.71	5	Z36
1	0.70	3	E2
6	0.70	5	T17
1	0.69	4	E8
5	0.69	6	Z35
1	0.67	5	E5
1	0.65	6	E7
6	0.65	6	T18
3	0.64	5	N24
2	0.63	6	A11
2	0.63	7	A12
3	0.62	6	N28
4	0.61	6	R37
3	0.60	7	N23
4	0.60	7	R40
1	0.55	6	E6
5	0.55	7	Z31
6	0.55	7	T22
1	0.52	8	E1

وتمثل القيم الموضحة إزاء الأسهم المبينة في الشكل أعلاه، درجة تشعب كل فقرة من فقرات المقياس، حيث يتبيّن أن الفقرة رقم (Z33) كانت أكثر تشعباً من غيرها بواقع (0.84)، وفي المقابل فإن الفقرة رقم (E1) كان درجة تشعبها يساوي (0.52) وبذلك تكون أقل الفقرات تشعباً، في حين كانت الفقرات الأخرى للمقياس قد انحصرت قيم تشعبها بين هاتين القيمتين.

الهدف الخامس: التعرف على تكافؤ البنية العاملية الاستكشافية والتوكيدية لمقياس التمثيل المعرفي لدى طلبة المرحلة العاشرة

ولما كان هدف البحث الحالي يهتم بالكشف عن البنية العاملية الاستكشافية والتوكيدية لمقياس التمثيل المعرفي، فإن المؤشرات قد أشارت إلى تحقيق جودة المطابقة وهو ما أدى إلى تحقيق تطابق البنية العاملية كما مبين في الجدول رقم (20) وذلك لكون المقياس يتمتع بدرجات مقبولة من الصدق والثبات والمبنية في الإجراءات المتتبعة في الهدف الثاني. فضلاً عن إكتشاف ملائمة إحصائية بين النموذج والبيانات المستمدة من عينة البحث. وهو ما أدى إلى الحصول تطابق مقبول إحصائياً بين النموذج المقترن وبيانات العينة. وعليه فإنه قد تحقق التطابق في البنية العاملية بشقيها الاستكشافي والتوكيدي لمقياس التمثيل المعرفي بعوامله السبعة: (الاستيعاب، الاشتراك، التوليف والاحلال، التنظيم، الترميز، الرابط).

التصنيفات:

في ضوء ما توصل إليه البحث فإن الباحثان يوصي:

1. استخدام المقياس المبني لأغراض البحث الحالي من قبل الباحثين والمهتمين.
2. أن يقوم الباحثين بعدم الاكتفاء بالخصائص السيكومترية التقليدية، بل أن يقوموا بتحري التحليل العاملی بنوعيه الاستكشافي والتوكيدي، لما لأدوات القياس أثر بالغ من دقة النتائج والقرارات المبنية بناءً على نتائج تطبيقه.

المقترحات:

يقترح الباحثان إجراء الدراسات التالية:

1. التندجة البنائية لمقياس التمثيل المعرفي.
2. بناء مقياس التمثيل المعرفي بالاستناد إلى نظريات أخرى، وتحري مطابقة بنيتها العاملية مع المقياس المبني من الباحثان في البحث الحالي.
3. استخدام نموذج راش في تدريب المقياس المبني من الباحثان في البحث الحالي.

المصادر:**المصادر العربية :** □

- إبراهيم، مروان عبد المجيد. الاسس العلمية والطرق الإحصائية للاختبارات والقياس في التربية الرياضية. عمان: دار الفكر للطباعة والنشر والتوزيع، 1999.
- أبو حطب، فؤاد آمال صادق.(1991)، مناهج البحث وطرق التحليل الإحصائي في العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية. القاهرة:مكتبة الأنجلو المصرية.
- أبو جادو، صالح محمد. علم النفس التربوي. عمان: دار المسيرة للنشر والتوزيع والطباعة، ط 2، 2014.
- تيغزة ، محمد بوزيان. 2012 : (التحليل العاملی الاستكشافي والتوكيدي مفاهيمها ومنهجيتها بتوظيف حزمة SPSS ولیزرل LISREL) . دار المسيرة للنشر والتوزيع والطباعة، عمان-الأردن.
- الجابري ، نبيل. (2012)، البناء العاملی لمقياس العوامل الخمسة الكبرى في لشخصية باستخدام التحليل العاملی التوكيدي لدى طلاب جامع أم القری، رسالة ماجستير غير منشورة، كلية التربية، جامعة أم القری.

- جودة، محفوظ (2014). التحليل الإحصائي المتقدم باستخدام SPSS. دار وائل للنشر الأردن.
- الزيات، فتحي مصطفى. (1995). الأسس المعرفية للتقويم العقلي وتجهيز المعلومات. مكتبة دار النشر للجامعات، القاهرة.
- سولسو، (2000). علم النفس المعرفي. ترجمة محمد نجيب الصبوة، مصطفى كامل، محمد الحسانين، الطبعة الثانية، مكتبة الانجلو المصرية، القاهرة.
- شلبي، محمد احمد. (2001). مقدمة في علم النفس المعرفي. دار غريب للطباعة والنشر والتوزيع، القاهرة.
- فرج، صفوت. القياس النفسي. القاهرة: دار الفكر العربي، 1980.
- الظاهر، زكرياء محمد، جاكلين تمر جيان، جودت عزة عبدالهادي. مبادئ القياس والتقويم في التربية. عمان: مكتبة دار الثقافة للنشر والتوزيع، 1999.
- العباسى، عبد الحميد. (2014). التحليل التوكيدى وتطبيقاته الاجتماعية، مذكرة لطلبة العلوم الاجتماعية، معهد الدراسات والبحوث الإحصائية، جامعة القاهرة .
- عباس، محمد خليل ، (2014)، مدخل الى مناهج البحث في التربية وعلم النفس، ط 5 ، دار المسيرة للنشر والتوزيع، عمان، الأردن.
- عبد الرحمن، سعد. القياس النفسي النظرية والتطبيق. الكويت: مكتبة الفلاح، 1998.
- العجيلى صباح حسين مصطفى محمود الامام وانور حسين عبد الرحمن. التقويم والقياس. بغداد: دار الحكمة، 1990.
- عودة احمد سليمان. القياس والتقويم في العملية التدريسية. عمان: دار الامل للنشر والتوزيع 1998.
- غانم، حاج. (2013). التحليل العاملی في العلوم الانسانیة والتربویة نظریاً وعملياً. عالم الكتب، القاهرة.

□ المصادر العربية مترجمة الى اللغة الانكليزية:

- Ibrahim, Marwan Abdel Majeed. Scientific foundations and statistical methods for tests and measurement in physical education. Amman: Dar Al-Fikr for printing, publishing and distribution, 1999.
- Abu Hatab, Fouad. Amal Sadiq (1991). Research Methods and Statistical Analysis Methods in Psychological, Educational and Social Sciences. Cairo: Anglo Egyptian Library.
- Abu Jado, Salih Muhammad. Educational psychology. Amman: Dar Al Masirah for Publishing, Distribution and Printing, 2nd Edition, 2014.
- Tigza, Ahmed Bouziane. 2012: (exploratory and confirmatory factor analysis, its concepts and methodology by employing the SPSS package and LISREL). Al-Masira House for Publishing, Distribution and Printing, Amman-Jordan.

- Al-Jabri, Nabil. (2012), Factorial construction of the scale of the five major factors of personality using confirmatory factor analysis among Umm Al-Qura University students, unpublished master's thesis, College of Education, Umm Al-Qura University.
- Gouda, Mahfouz (2014). Advanced statistical analysis using SPSS. Dar Wael for publishing Jordan.
- Al-Hamouli, Talaat Kamal. (1988). The effect of differences in some cognitive structure variables on failure to process information. (PhD thesis - unpublished). Faculty of Education, Ain Shams University.
- Al-Zayyat, Fathi Mustafa. (1995). Cognitive foundations for mental formation and information processing. Publishing House Library for Universities, Cairo.
- Sulso, (2000). Cognitive psychology. Translated by Muhammad Naguib Al-Sabwa, Mustafa Kamel, Muhammad Al-Hassanin, second edition, Anglo-Egyptian Bookshop, Cairo.
- Shalaby, Mohamed Ahmed. (2001). Introduction to Cognitive Psychology. Dar Gharib for printing, publishing and distribution, Cairo.
- Faraj, Safwat. Psychometry. Cairo: Dar Al-Fikr Al-Arabi, 1980.
- Al-Zaher, Zakaria Muhammad, Jacqueline Tamerjiani, Jawdat Azza Abdel-Hadi. Principles of measurement and evaluation in education. Amman: House of Culture Library for Publishing and Distribution, 1999.
- Abbasi, Abdul Hamid. (2014). Confirmative analysis and its social applications, a note for students of social sciences, Institute of Statistical Studies and Research, Cairo University.
- Abbas, Muhammad Khalil, (2014), Introduction to Research Methods in Education and Psychology, 5th Edition, Dar Al-Masira for Publishing and Distribution, Amman, Jordan.
- Abdul Rahman, Saad. Psychometric theory and practice. Kuwait: Al-Falah Library, 1998.
- Al-Ajili Sabah Hussein Mustafa Mahmoud Al-Imam and Anwar Hussein Abdel-Rahman. calendar and measurement. Bagdad: Dar Al-Hikma, 1990.
- The return of Ahmed Suleiman. Measurement and evaluation in the teaching process. Amman: Dar Al-Amal for publishing and distribution, 1998.
- Ghanem, Hajjaj. (2013). Factor analysis in the humanities and educational sciences, theoretically and practically. World of Books, Cairo.

المصادر الاجنبية: □

- Anastasi, Anne. Psychological Testing: BASIC CONCEPTS AND COMMON MISCONCEPTIONS. New York: Macmillan. 4th Ed, 1988.
- Brown,T.(2006). Confirmatory Factor Analysis for Applied Research. London: Guilford Press.
- Byrne, B. M. (2008). Testing for multigroup equivalence of a measuring instrument: A walk through the process. Psicothema, 20, 872–882.
- Dale T, Griffee. “Classroom Testing for Teacher Who Hat Testing Criterion-Referenced Test, Construction and Evaluation Reports-Research, Technical,” US Department of Education Office of Educational Research and Improvement, Washington (1995)
- Dillon, W.& Goldstein,M.(1984).Multivariate Analysis Methods & Application .New York :John Wiley & Sons.
- Ebel Robert L. Essential of Education measurement. New Jersey: panty-Hill, 2nd Ed, 1972.
- Foran, T.G. “A Note on Methods Measuring Reliability.” Journal of Educational Psychology Vol.22, No.4 (1931)
- Nunnally ,J.C(1978) : Psychological theory ,2nd .cd ,New York ,McGraw-Hill .
- Pills, J. & Goldatein, A. (1984): Factor Analysis with Ordinal Indicators: A Monte Carlo Study Comparing DWLS and ULS Estimation. Structural Equation Modeling,

**Structural Equivalence of The Cognitive Representation Scale
Using Exploratory and Confirmatory Factor Analysis**

Jwan Ahmed Hamad Saeed Waleed Khalid Abdulkareem Baban
Salahaddin University/Erbil

Abstract:

The current research aimed at verifying the factorial construction of the cognitive representation scale among middle school students using both exploratory and confirmatory factor analysis, where the research objectives related to the two factorial constructions of the scale were formulated, and the research tool was built after relying on Solso's theory (2000), which was applied to A sample representative of the research community, the size of which was (320) male and female students from the tenth year of middle school, After which the data derived from the application of the research tool were subjected to statistical analysis by the method of the greatest likelihood to estimate the parameters of the model and choose a number of relevance indicators, and the Chi-square, in order to ensure the suitability of the model for the data , By using the statistical bag (SPSS-V25) and the program (AMOS-V25), the study concluded that the exploratory factorial construction was matched with the confirmatory factorial construction of the scale in its six-factor model of the first degree.

Keywords: Cognitive Representation, Exploratory Factor analysis, Confirmatory Factor Analysis.