التحليل العاملي الاستكشافي لمقياس استراتيجيات التعلّم ما وراء المعرفة في حلّ الوضعية الإدماجية في مادة الرياضيات لدى تلاميذ الخامسة الابتدائي

Exploratory factor analysis of an instrument of metacognitive learning strategies in solving the situation of integration in mathematics among fifth graders

بوحلالة صالح[1*]، قيدوم أحمد[2]

[1] مخبر تحليل المعطيات الكمية والكيفية للسلوكات النفسية والاجتماعية، جامعة عبد الحميد بن باديس-مستغانم (الجزائر)، salah.bouhlala.etu@univ-mosta.dz

[2] مخبر تحليل المعطيات الكمية والكيفية للسلوكات النفسية والاجتماعية، جامعة عبد الحميد بن باديس-مستغانم (الجزائر)، guidoume05@yahoo.fr

تاريخ الاستلام: 2023/02/24 تاريخ القبول: 2023/03/25 تاريخ النشر: 2023/05/04

ملخص: يهدف البحث الحالي إلى التحقّق من صلاحية أداة لقياس استراتيجيات التعلّم ما وراء المعرفة في حلّ الوضعيات الإدماجية في مادة الرياضيات لدى تلاميذ السنة الخامسة من المرحلة الابتدائية، ولبلوغ هذا الهدف تمّ إجراء التحليل العاملي الاستكشافي، وبعد مطالعة الأدب التربوي والدراسات السابقة في الموضوع، قمنا ببناء اختبار مكوّن من 42 فقرة، وتطبيقه على عيّنة مكوّنة من 294 فردا، ثمّ أجرينا التحليل العاملي الاستكشافي، حيث تحقّقنا من شرط كفاية حجم العيّنة عن طريق اختبار *KMO* الذي بلغت قيمته 0.94 وهي أعلى من قيمة المحكّ 0.50، وللتأكّد من مدى كفاية كلّ متغيّر على حدا تمّ إجراء اختبار *MSA* المعتمد على محكّ ارتباط بقيمة لا تقلّ عن 0,50، تمّ استكشاف العوامل الكامنة لأداة القياس الذي أفرز عن حذف 16 فقرة بعد التدوير، كما أظهرت النتائج استكشاف 3 أبعاد للمقياس، وبالاعتماد على بعض الدراسات، وكذا المؤشّرات التي دلّت عليها الفقرات التي تشبّعت على نفس العامل تمّ تسمية الأبعاد كما يلي: استراتيجية التخطيط بـ 11 فقرة، استراتيجية المراقبة بـ 9 فقرات، استراتيجية التقويم بها 6 فقرات، أمّا الثبات فبلغت قيمته 0.95 باستخدام اختبار معامل ألفا كرونباخ، وهي قيمة تشير إلى أنّ أداة القياس على درجة عالية من الثبات.

كلمات مفتاحية: التحليل العاملي الاستكشافي.، استراتيجيات التعلّم ما وراء المعرفة.، الوضعية الإدماجية في مادة الرياضيات.

Abstract: The current research aims to investigate the psychometric caracterestics of a tool that measures metacognitive learning strategies in solving the situation of integration in mathematics among fifth-year primary school students,.To achieve this goal, an exploratory factor analysis was carried out. After reviewing the educational literature and previous studies on the subject, we

constructed a test consisted of 42 items. We applied the tool on a sample of 294 persons, then he condition of adequacy of the sample size was verified,and quality was confirmed by the KMO test, the value was 0.94,and it is higher than the criterion value of 0.50 . To ensure the adequacy of each variable separately, the MSA test was conducted based on a correlation criterion of no less than 0.50. We explored the latent factors after having deleted 16 items .Finally , 3 factors were resulted from the component rotation matrix, and we named them according to the further studies in the field and ,also, according to the indicators of the items loaded on each factor . The factors were named as follows: the planning strategy, it includes 11 items, the control strategy, it includes 9 items, and the evaluation strategy, it includes 6 items. The value of the reliability was 0.95 using Cronbach's alpha coefficient test, which is a value indicating that the tool has a high degree of reliability.

Keywords: Exploratory factor analysis; meta-learning strategies; the situation of integration in mathematics.

* المؤلف المرسل

1. مقدمة:

تتعدّد آليات تقويم المتعلّمين التي يمكن من خلالها قياس مدى تثبيت المكتسبات السابقة لديهم والقدرة على دمجها مع تعلّمات جديدة، وقد ارتبطت المقاربة بالكفاءات التي تمّ تبنيها في المنظومة التربوية الجزائرية بمجموعة من الأنشطة التعليمية وبالأخص في مادة الرياضيات لتلاميذ مرحلة التعليم الابتدائي، ومن أهمّ هذه الأنشطة التي نجدها نشاط الوضعيات الإدماجية **Situation d'intégration**، في مادة الرياضيات حيث يشير مصطلح الوضعية عموما إلى العلاقات التي تربط بين شخص أو مجموعة من الأشخاص بسياق معيّن، أي بمجموعة من الظروف في زمن معيّن. أمّا في السياق المدرسي فهي مصطلح يدلّ على التفاعلات بين المدرّس وتلامذته في إطار التعلّم[1].

وبالتالي فالوضعية الإدماجية في مادة الرياضيات واحدة من الأنشطة التي تهدف إلى تقييم مدى قدرة المتعلّمين على إدماج أو تجنيد مواردهم (معارف، مهارات) وتوظيفها لحلّ وضعيات جديدة ذات طابع إدماجي وتحقيق الكفاءات العرضية تمتدّ إلى درجة إرساء المواقف والقيم عبرها"

وتأتي الوضعية الإدماجية كأداة تقويمية فعّالة لتبرز حالة الإرباك والحيرة التي يشكو منها المتعلّمون بعد كلّ موقف تعليمي، والتي يمكن أن تفسّر بأنّها نتيجة عدم اندماج المعلومات الجديدة بصورة حقيقية في عقولهم بعد كلّ نشاط تعليمي تقليدي[2].

وفهم وإنجاز الوضعية الإدماجية في مادة الرياضيات يأتي من فهم المادة ككلّ، وفهم المادة يتطلّب فهم طبيعة الرياضيات والتي تنطلق من كونه علم عقلي مجرّد من المحسوسات وأنّه علم تراكمي يتطلّب فهم اللاحق منه إدراك السابق من التعلّم.[3]

ولابد من التأكيد على أهمية المناهج الدراسية ـ ومنها منهج الرياضيات ـ باعتبارها من أهمّ وسائل تحقيق أهداف أيّ تنمية فهي الوعاء الذي يحوي الخبرات للتلاميذ سواء داخل أو خارج المدرسة، وينقل من خلال المعلّمين، فالرياضيات ليست مجرّد أرقام ومعادلات فقط، بل تحوّلت نتيجة الثورة الحاصلة في كافة المجالات، ونتيجة العولمة إلى نشاط إنساني يحيط بالتلاميذ مع جميع نواحي حياتهم[4].

و في ظلّ إصلاحات مناهج الجيل الثاني أُفرد للوضعية الإدماجية حيّزا كبيرا من الاهتمام بهدف تيسير تعلّم المواد الدراسية الأساسية خاصة بغية تحسين وتجويد نواتج التعلّم ككلّ؛ ولأنّ جودة التعليم تتطلّب الاهتمام بعمليات التفكير العليا، وأنّ الرياضيات من أهم المواد الدراسية الأساسية التي يمكن أن تسهم في تنمية القدرة على هذا النوع من التفكير؛ الأمر الذي دعا إلى ضرورة تبني المنهاج الدراسي لاستراتيجيات تعلّمية حديثة قائمة على تنمية هذا التفكير ليرقى إلى التفكير في التفكير (ما وراء المعرفة)، ويتطلّب ذلك التحكّم في الذات والاتّصال بهذه الذات، فالشخص الذي ينشغل بحلّ مشكلة رياضية في صورة وضعية إدماجية وفق هذا الشكل من التفكير يكون قد قام بعدّة أدوار في أثناء قيامه بهذا العمل، فهو يؤدي أدوارًا في أوقات مختلفة، وهو بذلك يكون مولّدًا للأفكار، مخطّطًا، وناقدًا، ومراقبًا لمدى التقدّم الحاصل، ومُدعّمًا لفكرة معيّنة، ومُوجِّهًا لسلوك معيّن للوصول إلى الحلّ، فهو يعمل كمجتمع للعقل **Society of min**.[5]

هذا النوع من التفكير الذي يكون فيه المتعلّم على وعي بما يقوم به أثناء التعامل مع مختلف الوضعيات الإدماجية يكون قد تبنّى من خلاله استراتيجيات تعلّمية قائمة على التخطيط، والوعي والتحكّم بالخطوات المتخّذة، وتقييم الأداء الذاتي في كلّ منها، فهو تبعا لذلك يكون قد استخدم ما يُعرف بإستراتيجيات ما وراء المعرفة أثناء تعلّمه، وتعني أن يتعرّف المتعلّم على العمليات المعرفية التي يستعملها أثناء تعلّمه، ويكتشف ما إذا كان يستعملها بشكل جيّد أم لا. وتمثّل عنصرا هاما في مهمّة اتّخاذ القرارات أثناء التعلّم. كما تُعرف بالوعي المعرفي أو التفكير في العمليات المعرفية، وتعني أيضا التدريب على المراقبة الذتية للعمليات المعرفية.[6]

وعلى هذا الأساس يؤكّد برنس فورد **Brans Ford (35:2000)** أنّ المعلّم يمكنه مساعدة تلاميذه على اختيار إستراتيجيّات ما وراء المعرفة التي تُساعدهم على عمليّة التعلّم، والإجابة عن بعض التساؤلات

التي يطرحها، ومن ضمن الأسئلة "كيف يمكنني تتبّع ما أعرف؟" أو "متى يمكنني أن أتحوّل إلى إستراتيجيّة أخرى؟" أو "ما الذي يجب أن أحاول عمله عند الانتقال إلى المرحلة الأخرى؟" كلّ هذه الأسئلة تُساعد التلاميذ على اكتشاف مجالات وموضوعات جديدة؛ لكي تُساعدهم في نقل ما يعرفونه إلى الواقع.

فاستراتيجية التعلّم ما وراء المعرفة، تتيح للمتعلّمين أن يصبحوا أكثر وعيا بأساليبهم التعليمية واختيار الاستراتيجيات المناسبة للتعلّم[7].

ويصف أندرسون (**Andersen, 2002**) ما وراء المعرفة بأنّها: العين الثالثة المنشغلة في المراقبة المستمرة للاستيعاب. أمّا هاكر (**Hacker, 1998**) فيؤكّد بأنّه، وعلى الرغم من ملامح الغموض التي تحيط بما طرح من آراء حول مفهوم ما وراء المعرفة، إلاّ أنّها جميعا تجمع على الأفكار التالية: معرفة ما يعرفه الفرد، حالات المعرفة ومؤثّراتها، والقدرة على مراقبة وتنظيم معرفة الفرد بوعي وبشكل مبرّر.

ويضيف فلافل (**Flavell, 1979**) قائلا: إنّه للتمييز بين التفكير ما وراء المعرفي، وبين الأنواع الأخرى من التفكير، لابد من النظر إلى مصدر ما وراء المعرفة، والتي لا تنطلق من حقيقة الشخص الخارجية مباشرة، وإنّما ترتبط بما يعرفه المرء من تمثيل داخلي لهذه الحقيقة، والتي يمكن أن تتضمّن ما يعرفه عن التمثيل الداخلي، كيف تعمل؟ وكيف يشعر الفرد بها؟

أكّدت الأدبيات والدراسات السابقة على فاعلية وأهمية إستراتيجيات التعلّم ما وراء المعرفة كأدوات فعّالة في عملية الارتقاء بالتفكير وعمليات التعلّم منها:

دراسة لاكي وسبانس (**Blakey & Spence, 1990**) التي تشير إلى أهمية تطبيق التقويم الذاتي في تحقيق الأهداف التي وضعت، ودراسة بارس وآخرون (**Paris . et al, 1982**) التي تفترض عمليتي المعرفة وضبط الذات، والمعرفة وضبط عملية التفكير، ودراسة دايركس (**Dirkes, 1985**) التي حدّد من خلالها الإستراتيجيات الثلاث الأساسية (**Dirkes, 1985 : 96**)، ودراسة باير (**Bayer, 1987**) التي حدّد من خلالها ثلاث عمليات وهي: التخطيط، المراقبة، والتقويم (**Bayer, 1987 : 36**)، وكذا فاعليتها في تيسير تعلّم مختلف المواد والتحكّم فيها نأتي على ذكر بعض الدراسات منها:

كما بيّنت بعض الدراسات فاعلية العلاقة التفاعلية الإيجابية بين استخدام إستراتيجيات التعلّم ما وراء المعرفة ، لدى تلاميذ مختلف المراحل التعليمية الأخرى، كدراسة أوزوي وأتمان (**Ozsoy & Ataman, 2009**) التي أظهرت إيجابية نتائج استخدام هذه الاستراتيجيات في تعلّم مختلف المواد الدراسية، ودراسة (عكاشة وضحا، 2012)، دراسة (الخياط، 2012)، دراسة (الديب، 2012)، دراسة

(أبو بشير، 2012)، دراسة (شوق والمحويتي وأبو القاسم، 2015)، دراسة (التجاني، 2016)، دراسة (المعثم والمنوفي، 2017).

وفي ظلّ هذه الأهمية التي تميّزت بها استراتيجيات التعلم ما وراء المعرفة في مختلف الميادين يمكن طرح التساؤل التالي:

هل يمكن بناء أداة قياس خاصة باستراتيجيات التعلّم ما وراء المعرفة تتوافق مع تلاميذ المرحلة الابتدائية بالجزائر، وفي مادة الرياضيات تساهم في تسهيل حلّ الوضعية الإدماجية في هذه المرحلة؟، والإجابة عليه تقتضي منّا طرح سؤال ثاني يتعلّق بمدى تحقيق التحليل العاملي الاستكشافي لهذا الغرض؟

وتبعا لذلك فإنّ التحليل العاملي الاستكشافي يهدف بشكل أساسي إلى تمثيل المعلومات المتوافرة بين عدد كبير من الفقرات المرتبطة بعدد أقلّ من العوامل أو المكوّنات، بمعنى تقليل أكبر من الفقرات لتجميعها على عدد قليل من الأبعاد الرئيسية قليلة دون فقدان قدرا كبيرا من المعلومات المنظمة في الفقرات الأصلية (**Stevens, 2002**).

يعرّفه الفار (1996:16) بأنّه "التحليل الاستطلاعي الذي يسعى إلى اكتشاف العوامل التي ممكن أن تصنّف إليها المتغيّرات باعتبار هذه العوامل فئات من هذه المتغيّرات".

وفي هذا الصدد أكّدت بعض الدراسات مدى فاعلية التحليل العاملي الاستكشافي في بناء الاختبارات منها:

دراسة أجراها يلدز وآخرون (**Yildiz et. al 2009**) هدفت إلى تطوير اختبار ما وراء المعرفة لطلاب المدرسة الابتدائية، حيث تمّ إجراء الاختبار على عيّنة مكوّنة من (426) طالبة بالاعتماد على الاختبارات السابقة، وتمّ تصميم اختبار من (40) فقرة ومن أربع بدائل قبل إجراء التحليل العاملي، وبعد التأكّد من ملاءمة البيانات لإجراء التحليل العاملي أشارت نتائج التحليل العاملي بعد التدوير بطريقة فاريماكس (**viremax**) إلى وجود 8 عوامل كامنة للمتغيّرات المحلّلة.

كما هدفت دراسة أجراها كلّ من غابرينغ وهاميلتون (**Gerbing & Hamilton 2009**) إلى تقييم مدى فاعلية المؤشّرات المستخدمة في التحليل العاملي الاستكشافي، لكي تستخدم كتقديرات في بناء النماذج بواسطة التحليل العاملي التوكيدي.

ودراسة الحبشي (2005) التي سعت إلى تحقيق ثلاثة أهداف رئيسية وهي: توعية الباحثين بأهمّ القرارات التأمّلية المتضمّنة في التحليل العاملي، والبدائل المتاحة أمام كلّ قرار، ومميّزات وعيوب هذه البدائل على اختلافها.

هدف البحث إلى التحقّق من صدق وثبات أداة لقياس استراتيجيات التعلّم ما وراء المعرفة في مادة الرياضيات في البيئة الجزائرية.

2. المنهج

1.2 إجراءات الدراسة:

2.2 مجتمع وعيّنة الدراسة

تكوّن مجتمع الدراسة من جميع تلاميذ السنة الخامسة من مرحلة التعليم الابتدائي بولاية غليزان، وعددهم 116747 تلميذا وتلميذة لشهر نوفمبر 2022، تم اختيار عيّنة مكوّنة من 294 تلميذ عشوائيا تابعين لستّ مدارس ابتدائية، لإجراء هذه الدراسة، والجدول أدناه يوضّح ذلك:

جدول 1: توزيع عيّنة الدراسة

الجنس	عدد عيّنة الدراسة	النسبة %
ذكور	145	% 49
اناث	149	% 51
المجموع	294	100%

نلاحظ من خلال الجدول (1) أنّ أفراد العيّنة موزعين على الذكور وعددهم 145 طالبا بنسبة 49 % من العيّنة والإناث وعددهن 149 تلميذة بنسبة 51 % من العيّنة ذاتها.

3.2 أداة الدراسة

لتحقيق أهداف الدراسة قمنا بالاطّلاع على بعض الدراسات ذات الصلة، لاسيما تلك التي تعلّقت بمفهوم استراتيجيات التعلّم ما وراء المعرفة كمتغيّر، والتحليل العاملي الاستكشافي كمتغيّر آخر، على غرار دراسة محمّد أحمد عبد الله الفطايري (2020)، المومني (2017)، حيث تكوّن المقياس في صورته الأوّلية من 42 فقرة، وتوصّلنا بعد إجراء التحليل العاملي الاستكشافي إلى صورة ثانية للمقياس مكوّنة من 26 فقرة متشبّعة على ثلاثة عوامل.

تمّ اقتراح بدائل وفق سلم ليكرت الخماسي (موافق بشدة، موافق، محايد، غير موافق، غير موافق بشدة)، بعد جمع المعطيات وتفريغها في برنامج الحزم الإحصائية في العلوم الاجتماعية (النسخة 26) Statistical packages program in the social sciences (Version 26).

3. خطوات إجراء التحليل العاملي الاستكشافي

يتطلّب استخدام التحليل العاملي الاستكشافي بعض الافتراضات والشروط التي يجب توفّرها في البيانات المطلوب تحليلها وهي تنقسم إلى قسمين: شروط قبل إجراء عملية التحليل، وشروط تأتي أثناء عملية التحليل وفق ما تمّ تناوله خلال هذه الدراسة بالاعتماد على بروتوكول.Williams, 2010[8]

1.3 بناء فقرات الاستبيان:

تمهيدا لإجراء التحليل العاملي الاستكشافي لأداة القياس، تم التحقّق من توفّر شروط قبل استخدامه كما يلي:بعد الاطّلاع على الأدب التربوي وبعض الدراسات ذات الصلة بموضوع البحث، قمنا بتصميم أداة القياس الحالية بالاستعانة بالدراسات التي تمّت الإشارة إليها سالفا، ودراسات أخرى على غرار دراسة كلّ من سكراو (**Schraw, 1998**)، وباير (**Bayer, 1987**)، وهيلر وآخرون (**Heller et al, 1988**)، ودايركس (**Dirkes, 1985**)، وبراون وآخرون (**Brown, et al, 1981**)، أونيل وعبيدي (**O'Neil & Abedi, 1996**)، وبرونسون (**Bronson, 2000**)، إضافة إلى الاستعانة بمختلف الوثائق البيداغوجية الرسمية منها: الدليل المنهجي لإعداد المناهج، المرجعية العامة للمناهج، مناهج المواد العلمية، الوثيقة المرافقة لمناهج السنة الخامسة من التعليم الابتدائي، ووثائق أخرى رسمية خاصة بمادة الرياضيات في نفس المرحلة نذكر منها: دليل استخدام كتاب الرياضيات للسنة الخامسة من التعليم الابتدائي، كتاب التلميذ،..).

2.3 شروط متعلّقة بالعيّنة:

للتأكّد من ملاءمة وكفاية حجم العيّنة ككّل لإجراء التحليل العاملي الاستكشافي قمنا بحسابها وفقا لمؤشري KMO (Kaiser-Mayer-Olkin test) واختبار MSA (Measures of Sampling Adequacy) عن طريق برنامج الـ SPSS أثناء إجراء التحليل العاملي[9].أظهرت النتائج أنّ قيمة اختبار KMO المستخدم لمعرفة مدى كفاية حجم العيّنة ككلّ يساوي (0،946) وهي قيمة أكبر من المحك (0,50) فهي قيمة مناسبة ومقبولة للتحليل العاملي.

جدول 2: يبيّن نتائج مؤشر Kaiser-Mayer-Olkin KMO test واختبار Bartlett.

Indice KMO et test de Bartlett		
مقياس كفاءة المعاينة KMO		0.946
Test de sphéricité de Bartlett	قيمة كا2	6424,186
	درجة الحرية	861
	الدلالة المعنوية	,000

يتّضح من خلال الجدول (2) أنّ قيمة بارتلات (Bartlett) بلغت 6424،186 بدرجة حرية 861 عند مستوى دلالة 0000، وهي أقلّ من 0.05، وهذا مؤشّر على أنّ العلاقة بين المتغيرات دالة إحصائيا، ما يدلّ على أنّ مصفوفة الارتباطات (Correlation Matrix) مختلفة عن مصفوفة الوحدة[10]، وهو مؤشّر كاف على جودة عيّنة البحث، وأنّ حجم العيّنة مناسب لإجراء التحليل العاملي.

أمّا نتيجة اختبار MSA المستخدم لمعرفة مدى كفاية كلّ متغيّر على حدا، فظهرت من خلال قيمة معاملات الارتباطات في قطر مصفوفة الارتباطات الجزئية (Anti Image Matrix)، أنّ جميع الارتباطات بين المتغيّرات كانت أكبر من المحك 0.50 باستثناء الفقرة رقم 42 التي تمّ حذفها لأنّ قيمتها كانت أقلّ من هذا المحك.[11]

3.3 شروط أثناء التحليل:

بعدما تمّ التحقّق من توفّر الشروط التي تسبق إجراء التحليل العاملي الاستكشافي لأداة القياس، تمّ إخضاع أداة القياس لإجراءات التحليل العاملي خطوة بخطوة بداية من:

3.3.3 فحص مصفوفة الارتباطات:

أشارت مصفوفة معاملات الارتباط بين استجابات أفراد العيّنة لبنود المقياس في صورتها النهائية إلى أنّ قيم الارتباط محصورة ما بين 0،3 و0،8، وذلك ما دلّت عليه مخرجات بيانات الجدول الخاص بمصفوفة الارتباطات بعد إعادة إجراء التحليل العاملي لخمس مرات متتالية، وهو مؤشّر على أنّ العلاقة خطّية، ولو تمّ افتراض أنّها كانت أقلّ من 0.3 أو أكبر من 0.8 توجّب حذفها[12].

أمّا بالنسبة لقيمة محدّد مصفوفة معاملات الارتباط فقد بلغت قيمته 4،37 وهي قيمة أكبر من 0،00001؛ هذه الأخيرة تعتبر محكّ لا يجب أن تقلّ عنه قيمة محدّد مصفوفة معاملات الارتباط، وهي شرط يستوجب تحقّقه لدى بعض الباحثين، وهو دليل كاف على عدم وجود ارتباطات مرتفعة، أي عدم وجود اعتماد خطي بين البنود، مع الإشارة إلى أنّ باحثين آخرين يشترطون أن تكون قيمة المحدّد أكبر من 0.0001 بدلا من المحكّ الأوّل الذي حُدّد بقيمة 0.00001[13].

4.3.3 اختبار كفاءة التعيين MSA (Measures of Sampling Adequacy):

جدول 3: يوضّح عيّنة من جدول مقياس كفاية التعيين MSA

Anti-image Matrices														
	س1	س3	س5	س10	س15	س17	س22	س28	س30	س36	س38	س40	س42	
Covariance Anti-image	0,514	-0,07	-0,01	-0,04	0,073	-0,09	-0,08	-0,02	-0,03	-0,08	-0,03	0,008	0,081	س1
	-0,07	0,586	-0,02	-0,19	-0,06	-0,02	0,059	-0,07	0,01	0,053	-0,05	0,073	0,048	س3
	-0,01	0,604	-0,03	-0,03	-0,07	-0,03	0,016	-0,03	-0,04	-0,01	-0,04	-0,01	-0,05	س5
	-0,04	-0,19	-0,03	0,553	0,076	-0,04	-0,04	-0,01	0,051	-0,02	0,01	0,015	-0,01	س10
	0,073	-0,06	-0,07	0,076	0,42	-0,03	-0	-0,09	0,017	-0,15	-0,02	0,014	0,082	س15
	-0,09	-0,02	-0,03	-0,04	-0,03	0,462	0,001	0,032	-0,08	-0,08	0,029	-0,02	-0,08	س17
	-0,08	0,059	0,016	-0,04	-0	0,001	0,825	-0,03	-0,1	0,013	-0,05	-0	-0,13	س22
	-0,02	-0,07	-0,03	-0,01	-0,09	0,032	-0,03	0,545	-0,1	-0,01	-0,01	-0,03	-0,07	س28
	-0,03	0,01	-0,04	0,051	0,017	-0,02	-0,07	-0,1	0,549	0,042	-0,04	-0,05	-0,01	س30
	-0,08	0,053	-0,01	-0,02	-0,15	-0,08	0,013	-0,01	0,042	0,623	-0	0,086	-0,07	س36
	-0,03	-0,05	-0,04	-0,04	0,029	-0,02	-0,05	-0,01	-0,04	-0	0,464	-0,03	-0,07	س38
	0,008	0,073	-0,01	0,015	0,014	-0,02	-0	-0,03	-0,05	0,086	-0,03	0,438	-0,04	س40
	0,081	0,048	-0,05	-0,01	0,082	-0,08	-0,13	-0,07	-0,01	-0,07	-0,07	-0,04	0,799	س42
Correlation Anti-image مصفوفة الارتباطات الجزئية الصورية	,949a	-0,13	-0,02	-0,07	-0,15	-0,17	-0,12	-0,04	-0,06	-0,15	-0,06	0,016	0,127	س1
	-0,13	,905a	-0,03	-0,33	-0,13	-0,03	0,084	-0,12	0,018	0,088	-0,09	0,143	0,071	س3
	-0,02	-0,03	,955a	-0,05	-0,15	-0,06	0,023	-0,05	-0,07	-0,02	-0,07	-0,01	-0,07	س5
	-0,07	-0,33	-0,05	,917a	0,158	-0,08	-0,07	-0,01	0,093	-0,04	0,02	0,03	-0,02	س10
	0,157	-0,13	-0,15	0,158	,908a	-0,07	-0	-0,18	0,034	-0,28	-0,04	0,033	0,142	س15
	-0,17	-0,03	-0,06	-0,08	-0,07	,945a	0,002	0,065	-0,05	-0,15	0,064	-0,05	-0,13	س17
	-0,12	0,084	0,023	-0,06	-0,15	-0,05	,677a	-0,05	0,018	0,018	-0,08	-0,15	-0,15	س22
	-0,04	-0,12	0,084	-0,07	-0,18	0,065	-0,05	,918a	-0,19	-0,11	-0,01	-0,05	-0,02	س28
	-0,06	0,018	-0,07	-0,05	0,034	-0,05	-0,11	-0,19	,935a	0,072	-0,08	-0,1	-0,02	س30
	-0,15	0,088	-0,04	-0,07	-0,28	0,064	0,018	-0,01	0,072	,901a	-0,01	0,164	-0,11	س36
	-0,15	0,086	-0,01	-0,08	-0,04	0,064	-0,08	-0,01	-0,08	-0,01	,949a	-0,08	-0,11	س38
	-0,12	0,073	-0,01	-0,07	-0,03	-0,08	-0	-0,05	-0,05	0,164	-0,08	,940a	-0,07	س40
	-0,12	0,071	-0,07	-0,09	-0,06	-0,17	-0,15	-0,1	-0,02	-0,11	-0,11	-0,07	,446a	س42
a Measures of Sampling Adequacy(MSA)														

يبيّن الجدول (3) صورة مصغّرة (أي مختصرة) عن الصورة الأصلية لمصفوفة الارتباطات الجزئية الصورية Anti Image Matrix، وهذا بعد اللجوء إلى إظهار بعض المتغيّرات، وعددها 13، وإخفاء 29 متغيّر آخر من جملة 42 متغيّرا (لأنّ جميع المتغيّرات التي تمّ إخفاؤها لديها ارتباط يفوق 0.900)، والإبقاء على هذه المتغيّرات يأتي كصورة توضيحية لمخرجات هذه المصفوفة على برنامج الـ Spss، ويتّضح من بيانات قطر مصفوفة الارتباطات الجزئية الصورية (التي تظهر باللون الأخضر) على خانات الجزء السفلي من الجدول، أنّ جميع الفقرات (المتغيّرات) لها ارتباط عال جدًّا يفوق 0.80، باستثناء الفقرة رقم 42 (باللون الأحمر) فهي غير دالة وغير كافية، لأنّ قيمة الارتباط الجزئي لها هي (0446)،وهي أقلّ من المحكّ 0.5، وبالتالي تمّ حذفها وإعادة عملية التحليل من جديد للمرة الثانية.

5.3.3 الاشتراكيات أو الشيوع (Communalities):

طريقة المكوّنات الأساسية تعتمد على التباين الكلّي والذي يساوي قيمة الواحد الصحيح، وبالتالي فجميعها واحد دائما، بينما تختلف التشبّعات الخاصة بكلّ متغيّر، وتتفاوت قيمتها من متغيّر إلى آخر[14].

جدول 4: يوضّح قيم الاشتراكيات لبنود المقياس بعد إعادة إجراء آخر عملية التحليل (أي المرة الخامسة) بداية بالفقرة رقم 2 (س2) إلى غاية الفقرة 40 (أي س40)

Communalities(الاشتراكيات)					
Extraction (استخلاص)	Initial		Extraction (استخلاص)	Initial	
0,437	1	س20	0,630	1	س2
0,633	1	س22	0,690	1	س3
0,596	1	س26	0,445	1	س4
0,412	1	س28	0,384	1	س5
0,497	1	س29	0,398	1	س6
0,613	1	س30	0,579	1	س9
0,519	1	س31	0,698	1	س10
0,434	1	س35	0,436	1	س11
0,472	1	س36	0,536	1	س14
0,427	1	س37	0,510	1	س15
0,560	1	س38	0,545	1	س16
0,537	1	س39	0,509	1	س17
0,519	1	س40	0,567	1	س18
Extraction Method : Principal Component Analysis					

يتّضح من الجدول (4) أنّ المتغيّر (الفقرة) رقم 10 لديه أكبر تشبّع عن باقي الفقرات بقيمة 0698، ويليه المتغيّر رقم 3 بقيمة تشبّع مساوية لـ 0.69، وهكذا إلى آخر فقرة مكوّنة لأداة القياس وهي الفقرة رقم 5 بأقلّ تشبّع بقيمة 0.384، بينما تتساوى قيمة التباين الكلّي لجميع المتغيّرات بقيمة واحد (1) لكلّ متغيّر.

5.3.3 طريقة استخراج العوامل:

تمّ اعتماد محكّان لاستخلاص، واستخراج العوامل وفق طريقة Analyse Composantes Principales لاختزال عدد البنود المقاسة الى عدد محدود من المكوّنات الكامنة التي ستحلّ محلّ البنود المقاسة وتم تدوير المحاور بطريقة Varimax دون تحديد عدد العوامل[15].

1.5.3.3 المحكات التي استخدمت في تحديد عدد العوامل (قبل وبعد التدوير):

المحكّ الأوّل: يتعلّق بالجذر الكامن أكبر من 1: ينصّ محك كايزر (Kaiser) على أنّ عدد العوامل يجب أن تساوي عدد الجذور الكامنة لمصفوفة الارتباط والتي تتجاوز الواحد الصحيح [16].

أسفرت نتائج التحليل العاملي الذي تمّ إعادة إجرائه في المرة الثانية، بعد حذف الفقرة رقم 42 عن وجود سبعة عوامل جذرها الكامن أكبر من 1.

جدول 5: مخرجات التباين الكلّي يبيّن العوامل المستخرجة مع الجذر الكامن (Eigen Value) ونسبة التباين لكل عامل قبل وبعد التدوير (أثناء إجراء التحليل العاملي للمرة الثانية)

العامل	الجذر الكامن قبل التدوير			الجذر الكامن بعد التدوير		
	الجذر الكامن	نسبة التباين %	النسبة التراكمية%	الجذر الكامن	نسبة التباين %	النسبة التراكمية%
1	15,823	37,674	37,674	6,194	14,748	14,748
2	2,68	6,38	44,054	4,521	10,765	25,513
3	1,867	4,445	48,499	3,686	8,775	34,288
4	1,413	3,363	51,862	3,167	7,541	41,829
5	1,265	3,011	54,873	3,152	7,505	49,334
6	1,126	2,681	57,554	2,832	6,743	56,077
7	1,086	2,586	60,14	1,707	4,063	60,14

يبيّن الجدول (5) مخرجات بيانات التباين الكلّي أثناء إجراء التحليل العاملي للمرة الثانية، والتي أظهرت 07 عوامل، ومنه فإنّ طريقة عمل المكوّنات الأساسية تظهر العامل الذي يأخذ أكبر قيمة في تفسير التباين في المرتبة الأولى، وقيمته في هذا التحليل بلغت 37.674، ويليه العامل الثاني بقيمة 6.38 في تفسير التباين وهكذا إلى غاية آخر عامل، وهو السابع الذي يفسّر أقلّ نسبة تباين مساوية لـ 2.586، ونجد بأنّ قيمة 60.14 هي نسبة التباين الذي تفسّره جملة العوامل السبع، وهي مقبولة ما دام أنّها تزيد عن النصف (أي 50 %).

وبعد إجراء عملية التدوير انخفض الجذر الكامن للعامل الأوّل إلى 6.194 بعدما كان 15.823 قبل التدوير، وهو ما أدّى إلى ارتفاعه عند باقي العوامل الستّة، نفس الشيء حصل مع نسبة التباين فهي قلّت بالنسبة للعامل الأوّل وزادت نسبتها عند باقي العوامل بعد عملية التدوير أيضا، ممّا يدلّ على أنّ عملية التدوير عملية مهمّة وأساسية على اعتبار أنّها تعيد توزيع تشبّعات المتغيّرات على العوامل، وبالتالي هذه الطريقة لا غنى عنها في أسلوب التحليل العاملي.

جدول 6: مخرجات التباين الكلّي يبيّن العوامل المستخرجة مع الجذر الكامن (Eigen Value) ونسبة التباين لكل عامل بعد التدوير (بعد إعادة التحليل للمرة الخامسة)

العامل	الجذر الكامن قبل التدوير			الجذر الكامن بعد التدوير		
	الجذر الكامن	نسبة التباين %	النسبة التراكمية%	الجذر الكامن	نسبة التباين %	النسبة التراكمية%
1	8,842	058.43	058.43	6,533	27,152	26,314
2	403,2	8,631	51.689	4,970	21,498	812.47
3	1,180	369.7	59,058	1,874	11.246	59.058

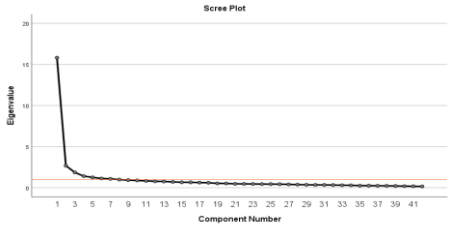
يظهر من الجدول (6) أنّ عدد العوامل تمّ اختزالها وتقليصها إلى ثلاثة (3) عوامل بعدما كانت سبعة (7) عوامل، وهذا بعد الحذف الذي طال 16 فقرة كاملة بعد إعادة إجراء عملية التحليل العاملي لخمس (5) مرات كاملة، وتبعا لذلك فإنّ قيمة الجذر الكامن للبعد الأول بلغت (8,842) بتباين نسبته (43,058) من التباين الكلي قبل التدوير، وجذر كامن له بقيمة (6,533) بنسبة تباين (27,152) من التباين الكلي بعد عملية التدوير. ونفس الشيء حدث مع بقية العاملين الآخرين، فعملية التدوير عدّلت الجذور الكامنة أيضا ونسب التباين، ومنه أظهرت العوامل (الأبعاد) نسبة (59,058) من التباين التراكمي الكلي للمقياس، وهي نسبة مقبولة نوعا ما باعتبار أنّها تزيد عن النصف (أي 50 %) من التباين الكلّي للمقياس، كما تباينت تأثير هذه المتغيرات من عامل إلى آخر.

المحكّ الثاني: يتعلّق بالتمثيل البياني لاختبار سكري بلوت (Scree Plot)

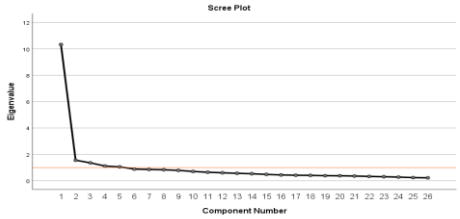
من منطلق أنّ عدد البنود يزيد عن 30 (أي 42 بندا)، وقيم الاشتراكيات communalities بعد الاستخراج أقلّ من 0،70 التي يظهرها الجدول (5)، تمّ بناء على هذه المعطيات اعتماد على محك ثاني أيضا في استخلاص العوامل المتمثّل في اختبار منحنى المنحدر Scree Plot Test ، كما هو موضّح في الشكلين (1) و (2)، كما أنّ حجم العيّنة يزيد عن 200 فرد (أي 294) فإنّ طريقة المنحدر تعتبر دقيقة[17].

ويستخدم هذا الاختبار لتحديد العدد الأقصى من العوامل التي يمكن استخلاصها قبل أن يبدأ التباين الخاص في السيطرة على التباين العام، ويتكوّن هذا الاختبار من رسم بياني يمثّل المحور الرأسي فيه التباين في حين يمثّل المحور الأفقي عدد العوامل، ويحدّد هذا الاختبار أيضا عدد العوامل عند النقطة التي يتحوّل فيها المنحنى إلى خطّ مستقيم تقريبا.

شكل (1) يمثّل اختبار منحنى المنحدر Scree Plot Test للعوامل المستخرجة لمقياس استراتيجيات التعلّم ما وراء المعرفة خلال العملية الأولى من إجراء التحليل العاملي



شكل (2) يمثّل اختبار منحنى المنحدر Scree Plot Test للعوامل المستخرجة لمقياس استراتيجيات التعلّم ما وراء المعرفة خلال العملية الأخيرة (أي الخامسة) من إجراء التحليل العاملي



من الشكل (1) نلاحظ أنّ منحنى المنحدر Scree Plot Test أحدث انكسارا في الخط البياني[18] فقد استخلصت سبع (7) عوامل كاملة أثناء إجراء التحليل العاملي للمرة الأولى قبل حذف الفقرات.

أمّا الشكل (2) فيبيّن أنّه تمّ استخلاص ثلاثة (3) عوامل بعد إعادة إجراء التحليل العاملي للمرة الخامسة (وهي الأخيرة من عملية إعادة إجراء التحليل)، وهذا بعد إزالة 16 فقرة من أداة القياس خلال جميع المراحل التي تمّ فيها إعادة إجراء التحليل العاملي، وهو ما يتّفق مع محك كايزر (Kaiser) للجذر الكامن الأكبر من 1، وعليه تمّ الاعتماد على ثلاثة أبعاد نهائية للمقياس تشبّع عليها (26) بندا من ضمن (42) بندا كانت تشكّل أداة القياس قبل إجراء التحليل العاملي عليها، وهذا بعدما تمّ حذف العامل الرابع الذي تشبّعت عليه ثلاث فقرات إحداها كانت أقلّ من 0.40، والفقرتان 6، و11 تمّ إدراجهما مع الفقرات التابعة للعامل الثالث لأنّ قيمة تشبّعهما عليه والمقدّرة بـ0.56، و 0.53 على التوالي فاقت قيمة تشبّعهما على بقية العاملين الآخرين.

6.3.3 تشبّعات البنود على العوامل الثلاثة قبل وبعد التدوير:

اعتمادا على التدوير المتعامد بطريقة Varimax أدّى إلى إبراز التشبّعات المرتفعة والتشبّعات الضعيفة على نفس العامل، بحيث يتشبّع البند تشبّعا مرتفعا على عامل واحد فقط وتشبّعا منخفضا على بقية العوامل. سنأخذ التشبّع 0،40 كحد أدنى فاصل بين التشبّعات التي تُعتمد والتشبّعات التي تُهمل. كما يجب أن يحتوي على كل العامل تشبّعين مرتفعين على الأقل وتحدّدها بعض المراجع بثلاث تشبّعات[19].[20]

1.6.3.3 مصفوفة التشبّع (Loadung) قبل التدوير:

كانت بياناتها وفق المخرجات التالية:

مخرجات وإجراءات المرحلة الأولى من إجراء عملية التحليل: اعتمادا على قيم مخرجات اختبار **MSA**، وفق مؤشّرات قطر مصفوفة الارتباطات الصورية الجزئية، تبيّن بأنّ جميع قيم الارتباطات فاقت قيمة المحكّ المقدّرة بـ 0.50، باستثناء قيمة المتغيّر رقم 42 الذي بلغت قيمة ارتباطه [a]0،446، وهي أقلّ من المحكّ 0.50، وبناء على ذلك تمّ حذف هذا المتغيّر وإعادة التحليل من جديد (مرة ثانية).

مخرجات وإجراءات المرحلة الثانية من إجراء عملية التحليل: أظهرت بيانات مصفوفة العوامل بعد عملية التدوير أنّ البنود: 1، 19، 27، 7، 13، 41 تشبّعت على أكثر من عامل بقيمة تفوق 0،40، وبالتّالي قمنا بحذف جميع هذه البنود.

مخرجات وإجراءات المرحلة الثالثة من إجراء عملية التحليل: أظهرت بيانات مصفوفة العوامل بعد عملية التدوير أنّ البنود: 21، 32، 8، 23، 25، 33 تشبّعت على أكثر من عامل هي الأخرى بقيمة فاقت 0،40، وبالتّالي تمّ حذف جميع هذه البنود.

مخرجات وإجراءات المرحلة الرابعة من إجراء عملية التحليل: أظهرت بيانات مصفوفة العوامل بعد عملية التدوير مرة أخرى أنّ البنود التالية: 12، 24، 34 تشبّعت هي الأخرى على أكثر من عامل، وبقيمة فاقت 0،40، وهو ما أدّى إلى حذف جميع هذه البنود.

2.6.3.3 مصفوفة التشبّع (Loadung) بعد التدوير:

توضّح المصفوفة متغيرات استراتيجيات التعلّم المكونة لكل عامل من العوامل الثلاثة وفقا لخصائص مشتركة تصنفها في نفس البعد وذلك حسب درجة تشبعها.

7.3.3 تسمية العوامل:

بعد تحديد عدد العوامل المستخلصة من مخرجات التحليل العاملي الاستكشافي، نلجأ إلى تصنيف المتغيّرات المكوّنة لأداة القياس، واقتراح تسمية كلّ عامل بناء على تقارب هذه البنود، واستنادا الى الأدب النظري والدراسات السابقة التي تناولت موضوع هذا البحث على غرار دراسة سكراو (Schraw, 1998)، وباير (Bayer, 1987)، وهيلر وآخرون (Heller et al, 1988)، ودايركس (Dirkes, 1985)، وبراون وآخرون (Brown, et al, 1981)، أونيل وعبيدي (O'Neil & Abedi, 1996)، وبرونسون (Bronson, 2000)، تمّ تسمية العوامل المستخلصة كالآتي:

1.7.3.3 العامل الأوّل:

تشبّع عليه إحدى عشرة فقرة وفق الترتيب التالي: 40،39،30، 38، 26، 35، 29، 18، 28، 17، 2 تراوحت تشبّعاتها ما بين (0.747 و0.591)، اشتملت الفقرات على استراتيجية التخطيط المبنية على

تحديد الأهداف الناجمة عن الفهم السليم لمضمون الوضعيات الإدماجية الرياضية، وتحديد الوقت والوسائل الكفيلة بتحقيق الأهداف المسطّرة، وتسمية العامل باستراتيجية التخطيط جاءت استنادا على دراسات كلّ من: شنايدر وبرسلي (Schneider & Pressleyk, 1989).

2.7.3.3 العامل الثاني:

تشبّع على هذا العامل تسع فقرات تمّ ترتيبها كما يلي: 5، 16، 15، 36، 14، 9، 10، 3، 22 تراوحت تشبّعاتها ما بين (0.760 و 0.504)، وأهمّ تتلاقى فيه هذه الفقرات هو أنّها تتضمّن طرح التلميذ لأسئلة تخصّ مدى أهمية الفهم الواضح لما يقوم به التلميذ، ومدى إدراكه لمعنى المهام التي يقوم بها، ومدى تحقيق أهدافه منها، والتغييرات الممكن القيام بها حيال ذلك، وبالاستناد على دراسة كلّ من: وبرسلي وشاتالا (Pressley & Chatala, 1990)، وديلكلوس وهارينجتون (Delclis & Harrington, 1991)، وكلاو (Kluwe, 1982)، وروبنز (Robbins, 1993)، وُجد أنّه من الأنسب تسمية العامل باس**تراتيجية المراقبة أو (التحكّم الذاتي).**

3.7.3.3 العامل الثالث:

تشبّع على هذا العامل ستّ فقرات مرتّبة كالتالي: 4، 37،31،11، 20، 6 تراوحت تشبّعاتها ما بين (0.712 و0.503)، واشتملت هذه الفقرات على استراتيجية التعلّم القائمة على مبدأ التقويم المبني على طرح أسئلة خاصة بمدى بلوغ الأهداف المسطّرة، وتحديد مقوّمات النجاح وعدم النجاح، وإمكانية الاستفادة من توظيف هذا النجاح أوالفشل في بناء تعلّمات جديدة.

ووفقا لهذه المؤشّرات ودراسات سابقة لكلّ من: بلاكي وسبانس (Blakey & Spence, 1990)، ودفي وروهلر (Duffy & Roehler, 1998)، وبيكر (Baker, 1989) تمّ تسمية هذا العامل باستراتيجية التقويم.

8.3.3 الثبات:

تم التحقّق من ثبات المقياس من خلال معامل ألفاكرونباخ للأبعاد والمقياس ككل

الأبعاد	معامل الثبات(الفاكرونباخ)
إستراتيجية التخطيط	0,85
إستراتيجية المراقبة أو (التحكم الذاتي)	0,92
إستراتيجية التقويم	0,78
المقياس ككل	0,95

يتّضح من الجدول أنّ معامل ألفاكرونباخ للمقياس ككلّ = 0,95 وهو معامل مرتفع بمعاملات مقبولة للأبعاد تراوحت بين قيمة 0.78 وقيمة 0.92. لأبعاد المقياس وهذا ما يدلّ على ثبات الأداة[21].

4. خاتمة:

توصّلت نتائج البحث إلى اعتماد مقياس مكوّن من 26 فقرة متشبّعة على ثلاثة عوامل وفق التسميات والتصنيفات التالية: عامل استراتيجية التخطيط به 11 فقرة، عامل استراتيجية المراقبة به 9 فقرات، والعامل الثالث خاص باستراتيجية التقويم يتكوّن من 6 فقرات، وتبقى هذه النتائج ـ من وجهة نظرنا ـ محدودة لأنّها اقتصرت على عيّنة صغيرة مكوّنة من 294 تلميذ يدرسون بالسنة الخامسة من مرحلة التعليم الابتدائي، وتمّ تطبيق الأداة لقياس استراتيجيات التعلّم ما وراء المعرفة في حلّ الوضعية الإدماجية في مادة الرياضيات، ويمكن التحقّق من دقة وفاعلية هذه الأداة من خلال اقتراح زيادة حجم العيّنة الحالي، وتطبيقه على مواد تعليمية أخرى بتكييف بنود المقياس الحالية في باقي المستويات الدراسية والمراحل التعليمية الأخرى أيضا وفي بيئات غير البيئة الحالية، إضافة إلى اقتراح استخدام التحليل العاملي التوكيدي من أجل توكيد النتائج التي تمّ التوصّل إليها في هذا البحث.

5. قائمة المراجع:

[1] روجيي، كسافيي، 2007، ص12.

[2] عبد الرحمن عبد الهاشمي وآخرون، التعلّم النشط _ استراتيجيات وتطبيقات ودراسات، دار كنوز المعرفة للنشر والتوزيع، ط1، عمان، الأردن 2016، ص26.

[3] البطانية، أسامة محمد والرشدان، مالك أحمد وآخرون، صعوبات التعلّم النظرية والممارسة، الأردن: دار المسيرة للنشر والتوزيع 2005، ص170.

[4] ميتا، 2003.

[5] الفطايري، محمّد أحمد عبد الله، 2020، فاعليّة بعض إستراتيجيّات ما وراء المعرفة في تنمية ممارات التفكير الإبداعيّ في الرياضيّات والاتّجاه نحو دراستها لدى تلاميذ الصفّ السادس الابتدائيّ، بحث تكميلي مقدّم للحصول على درجة دكتوراه الفلسفة في التربية، كلّية التربية، جامعة المدينة العالمية رسالة غير منشورة، ص4

[6] الزيات فتحي مصطفى (1995). الأسس المعرفية للتكوين العقلي وتجهيز المعلومات. دار الوفاء للطباعة والنشر والتوزيع، المنصورة، مصر. ص616.

[7] Oxford, R. L., & Cohen, A. (1992). Language learning strategies: crucial issues of concept and classification. Applied Language Learning, 3(1& 2), 1-35

[8] Williams, B., Onsman, A., & Brown, T. (2010). Exploratory factor analysis: A five-step guide for novices Mr. *Emergency Primary Health Care (JEPHC)*, *8*(3), 1–13.

[9] Tabachnick Barbara, & Fidell, L. (2013). *Using Multivariate Statistics* (sixth). PEARSON,p616.

[10] Beavers, A. S., Lounsbury, J. W., Richards, J. K., Huck, S. W., & Skolits, G. J. (2013). Considerations for Using Exploratory Factor Analysis in Educational Research. *Practical Assessment , Research , and Evaluation Practical*, *18*,p4.

[11] Rencher, A. C. (2002). *Methods of Multivariate Analysis Second Edition* (Second). Brigham Young University. United States A JOHN WILEY & SONS, INC. PUBLICATION,p445.

[12] Thompson, B. (2004). *Exploratory and confirmatory factor analysis : understanding concepts, and applications*. Washington, American Psychological Association,p61

[13] Field, A. (2009). *Discovering statistics using SPSS* (3rd ed.). SAGE, London,p657.

[14] Stevens, K. A. P. and J. P. (2016). *APPLIED MULTIVARIATE STATISTICS FOR THE SOCIAL SCIENCES* (Sixth). Routledge © Taylor & Francis,p359.
[15] Rencher, A. C. (2002).ibid.,p380.

[16] Cudeck .R, M. . (2007). *Factor Analysis at 100:Historical Developments and Future Directions*. LAWRENCE ERLBAUM ASSOCIATES,p49.
[17] Stevens, K. A. P. and J. P. (2016).ibid,.p359.

[18] Williams, B., Onsman, A., & Brown, T. (2010).ibid.,p7.

[19] Harrington Donna. (2009). *Confi rmatory Factor Analysis*. Oxford University Press,p23.
[20] Tabachnick Barbara, & Fidell, L. (2013).p625.

[21] Lee J. Cronbach. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychmetrik*, *16*(3), 297–333