# اختبار الفروق بين معاملات ألفا عبر قياسات التقرير الذاتي والمهام المعرفية لنظرية العبء المعرفي

د. محمود علي موسى

http://dx.doi.org/10.29009/ijres.3.2.12

# اختبار الفروق بين معاملات ألفا عبر قياسات التقرير الذاتي والمهام المعرفية لنظرية العبء المعرفي

د. محمود علي موسى
مدرس علم النفس التربوي، كلية التربية بالإسماعيلية، جامعة قناة السويس، مصر
mahmod567@yahoo.com

**قدمت للنشر في 20/ 9 / 2019م** **قبلت للنشر في 10/ 12/ 2019م**

**ملخص البحث**: اعتمدت الدراسة على تحويلات Feldt (1969, 1980) في استخدام الفروق بين معاملات الفا عبر قياسات المرتبطة عبر قياسات متعددة لنظرية العبء المعرفي. وهدفت الدراسة للمقارنة طبيعة القياس عبر قياسات التقرير الذاتي والمهام المعرفية في إجراء البحوث النفسية والتربوية. واعتمد الباحث على مدخل Peterson (1994) لانتقاء حجم العينة الأمثل والتي بلغت 76 طالب وطالبة من طلاب الفرقة الثانية شعبة علم النفس بكلية التربية بالإسماعيلية ممن يدرسون مقرر الاحصاء النفسي الاستدلالي. وقد اختبر الصدق البنائي للتحقق من العامل العام. وتوصلت النتائج إلى تفوق مقياس التقرير الذاتي في ثباتها وفي قدرتها على إظهار التباين بين أفراد العينة. وأوصت الدراسة بالاعتماد على مقاييس التقرير الذاتي للحكم على السمات المعرفية، وإذا استخدمت المهام المعرفية ينبغي الاعتماد على أداءات تعكس العملية المعرفية في حل المشكلات وتعطى الدرجة على هذه الأداءات في ضوء مقياس ليكرت كمتصل أعلى في تقدير درجة الأداءات.

**الكلمات المفتاحية**: الفروق بين معاملات ألفا عبر القياسات المرتبطة، المهام المعرفية، العبء المعرفي.

http://dx.doi.org/10.29009/ijres.3.2.12

# Differences between alpha coefficients across Self-Report Measurements and Cognitive Tasks of Cognitive Load Theory

Dr. Mahmoud Ali Mousa Mehanna,
Lecturer Educational psychology, College of education, Suez Canal university, Egypt
mahmod567@yahoo.com

**Received in 20th September 2019 accepted in 10th December 2019**

**Abstract:** The study depended on Feldt transformations (1969, 1980) in use of differences between two alpha coefficients across measurements associated with multiple measurements of the cognitive load theory. The study aimed to compare the self-report and cognitive tasks measurements in Psychological and Educational research. The researcher adopted Peterson (1994) approach to select the optimal sample size, which reached 76 students from the 2nd year of the Psychology department at the Ismailia Faculty of Education which studied Psychological inferential statistics. Structural validity had been used to test the common factor structure. The results revealed that self-report scales were superior in their stability and in their ability to show variance among sample participants. The study recommended relying on self-report measures to judge cognitive traits. If cognitive tasks are used, it is necessary to rely on benchmarks that reflect the cognitive process in problem solving. The score on these benchmarks is given in the light of the Likert scale as a higher correlation in estimating the degree of performance.

**Keywords:** equality of two alpha coefficients, alpha coefficient for two different scales.

http://dx.doi.org/10.29009/ijres.3.2.12

**Summary:**

The study depended on Feldt transformations (1969, 1980) in use of differences between two alpha coefficients across measurements associated with multiple measurements of the cognitive load theory. The study aimed to compare the self-report and cognitive tasks measurements in Psychological and Educational research. Participants: The researcher adopted Peterson (1994) approach to select the optimal sample size, which reached 76 students from the 2nd year of the Psychology department at the Ismailia Faculty of Education which studied Psychological inferential statistics.

**Procedures:**

- Recode negative items response in the dimensions of the cognitive load scale.
- Conducting an exploratory factor analysis for study instrument items and rubrics using the principle axis factoring method with orthogonal rotation (Varimax) and making the number of factors free and again by specific them.
- Conducting confirmatory factor analysis of the assumed models using LISREL 8.51, ML estimation method and covariance matrix.
- To compare models and to compare single, second order factorial structure models containing the three dimensions of the cognitive load. The researcher relied on RMSEA indicator where the value is 0.05 or 0.06 and less is good, and 0.08 or less suitable fit. NNFI, GFI and CFI indicies where the value in the range from 0.90 to 0.95 means suitable fit, and 0.95 or more means good fitted model (Hu & Bentler, 1999). The lower AIC indicator means better fitted model, then PNFI, PGFI simplicity index, where higher value means better model and ECVI lower value indicates better generalizable model.

http://dx.doi.org/10.29009/ijres.3.2.12

- Estimation of Cronbach's alpha coefficient of scale and cognitive tasks rubrics by estimating Feldt (1969, 1980) transformations.

**Limitations:**

The researcher used rubrics that reflected by Leppink (2017) used to study cognitive load tasks: task introduce, task complexity, and response time, which is very similar to what DeLeeuw & Mayer (2008) defined in working memory load tasks.

The problems have been raised in the course of psychological inferential statistics are unusual mathematical problems and problems as an article from an official newspaper published in the Egyptian daily newspapers (Al-Gomhoria, Al-Ahram, Canal, etc.). A research methodology presented to them as assignments or reviewed as research problem and study by turning it into research questions and testing hypotheses using the six steps.

Thus, the introduction of the task was about describing the mental effort exerted by the learner in converting the form of the problem to the familiar image of the solution.

Moreover, the researcher did not literally adhere to what DeLeeuw & Mayer (2008) referred for a nine-point response scaling in the formulation of cognitive load tasks for working memory, because the nine-point scaling response in Likert scales that the learner responds to in cognitive load tasks give misleading values for inter-items correlation coefficients or tasks rubrics and thus gives biased stability coefficients, as confirmed by Leung (2011).

The researcher also avoided the formulation of a five-step Likert with neutral responses in the self-report scale and cognitive burden performance tasks so as not to affect the interpretation of the results and estimates of model parameters when performing the global analysis as confirmed by Hale et al. (1991).

http://dx.doi.org/10.29009/ijres.3.2.12

**Findings:**

The goodness of fit indices was moderate for the scale then task model. The condition of the general factor of the second order in the tasks and then in the scale has been achieved.

The results revealed that self-report scales were superior in their stability and in their ability to show variance among sample participants. The study recommended relying on self-report measures to judge cognitive traits. If cognitive tasks are used, it is necessary to rely on benchmarks that reflect the cognitive process in problem solving. The score on these benchmarks is given in the light of the Likert scale as a higher correlation in estimating the degree of performance.

**Recommendations:**

In the future, the researcher recommends that in the case of measuring the cognitive traits, it is preferable to use self-report measures if the educational decision-making is based on a single instrument. If the researcher prefers to use cognitive tasks preferably put forward an open opinion survey that enables him to analyze the cognitive process or as an alternative measure measures cognitive performance through rubrics used by the learner to solve problems reflecting the measured cognitive attribute. Here, the researcher arrives at objective estimates that are far from bias in decision errors. Or the researcher can in a third way use psychological scale and cognitive tasks and then the researcher tests the hypotheses for both tools If there is a difference in the results obtained the researcher responded his decision to the results of psychological measurements.

If the researcher is preparing cognitive tasks to measure the cognitive burden, he should put forward a set of problem-solving and assess the learner in the light of performance measures measure the cognitive process, and not

http://dx.doi.org/10.29009/ijres.3.2.12

cognitive output, the performance should be on an ordinal scale prepared in the light of the Likert scale to enable the learner to select the alternative that It considers that it is appropriate for the performance to be applicable.

http://dx.doi.org/10.29009/ijres.3.2.12

**مقدمة:**

تشـير بنية العبء المعرفي إلى العبء الواقع على الذاكرة العاملة خلال أداء العمليات المعرفية بما يتعلق بالفهم وبناء المخطط schema construction و حل المشـكلات. فعندما تزدحم الذاكرة العاملة بالمتطلبات المتنافسـة للعمليات المعرفية عندئذ يحدث العبء المعرفي ويكون تعلم الطلاب ضـعيفًا (Ginns & Leppink, 2019). ومن منظور نظرية معالجة المعلومات Information processing theory فإن نظرية العبء المعرفي تسـتخدم مصـطلح الذاكرة العاملة لتوضـيح كيفية تصـميم التعلم الفعال لتحسـين المعالجة المعرفية المحدودة للذاكرة العاملة. وتمثل نظرية العبء المعرفي نموذجًا للتصميم التعليمي والذي يفسر الفروق في معالجة المعلومات (Yeigh, 2014). وينقسـم عبء الذاكرة العاملة إلى قسـمين أحدهما العبء المعرفي الداخلي والعبء المعرفي الخارجي (Schmeck, Opfermann, van Gog, Paas & Leutner, 2015).

وتوجد علاقة وثيقة بين أداء الذاكرة العاملة وممارسات الفصول الدراسية التي تعتمد على اسـتقاء المعرفة من القراءة والكتابة والحسـاب عن طريق المعالجات المعرفية التي تتم في الذاكرة العاملة لتخزين واسـتخدام المعلومات ضـمن قيود الفروق الفردية. وتشـكل الفروق الفردية في الذاكرة العاملة جانبًا هاماً في التصـميم التعليمي، إذ أنها تعبر عن قدرة الذاكرة العاملة على المعالجة المعرفية للمعلومات التي يتم اكتسابها أثناء التعلم بدرجة عالية من الكفاءة (Yeigh, 2014).

ويتمثل أحد المبادئ الأسـاسـية لنظرية العبء المعرفي في أن القدرة المحدودة للذاكرة العاملة في معالجة المعلومات تتحكم وتشـكل موقف التعلم. وهذا يحدث لأن البناء المعرفي للفرد يعتمد على نوع المعلومات المخزنة في الذاكرة الطويلة الأمد. وبالتالي فأي معلومات ترد للفرد عن طريق الحواس المختلفة يعتمد بالضـرورة على اسـتدعاء البنية المعرفية من الذاكرة

http://dx.doi.org/10.29009/ijres.3.2.12

الطويلة إلى الذاكرة العاملة وعلاج البنية المعرفية المخزنة مسبقاً وإعادة هيكلتها بصورة تناسب الموقف الحالي للتعلم لاكتساب مثيراته المعرفية. وكلما كانت المخططات المعرفية الناتجة من معالجة المعلومات تتعلق بالمعرفة السابقة للفرد كلما بدى نتاج التعلم أكثر كفاءة وبقاء لأثر التعلم في أي موقف جديد.

والهدف من نظرية العبء المعرفي هو توفير معايير ومبادئ للموقف التعليمي بصورة تسهل التعلم وفقا لهيكل القدرات المحدودة لنظام الذاكرة العاملة وهذه الافتراضات على النحو التالي (Mandelman, Barbot & Grigorenko, 2016; Yeigh, 2014):

بنية تخزين ذاكرة متعددة. فالتعلم لا يعتمد على الذاكرة القصيرة والطويلة بمعزل عن الذاكرة العاملة، وإنما التعلم هو نتاج تفاعل المعلومات الجديدة مع بناء المعرفة المسبق لتكوين المخطط المعرفي.

1. فكرة المعلومات المخزنة في الذاكرة طويلة المدى تتكون من المخططات المعرفية. فالمخطط المعرفي هو تصور وتمثيل عقلي سبق هيكلته في ضوء المثيرات المتوفرة لمصادر ومثيرات التعلم بالصورة التي جعلت البنية المعرفية للفرد أكثر كفاءة وعمقاً ومرونة ونقداً من سابقها.
2. بنية العبء المعرفي (الداخلي، الدخيل، الخارجي) تعتمد على الجهد العقلي المبذول لتخصيص مصادر محدودة لموارد الذاكرة العاملة. فالتعلم ليس عبارة عن توضيح لمعنى المعرفة التي يتم تعلمها فحسب، وإنما هو اجتهاد من المتعلم والمعلم في تبسيط تلك المعلومات لجعلها أكثر مرونة وبقاء، كي يمكن إعادة استخدامها فيما بعد لحل مشكلات جديدة فيما بعد.
3. فكرة التعلم باعتبارها زيادة في الخبرة، بسبب تعديلات المخططات في الذاكرة الطويلة الأمد، فكلما كان التعلم يرتبط بالبعد الابداع والعملية كلما ازدادت خبرة الفرد بسبب

http://dx.doi.org/10.29009/ijres.3.2.12

إعادة هيكلة البناء المعرفي بصورة تحسن المخططات المعرفية وبالأخص الشخصية والاجتماعية، وهذا يبدو في التطبيقات العملية بالأخص في مقررات الرياضيات والفيزياء بالمسائل الكلامية.

4. الفهم هو عملية تراكمية تنتج عن المعالجة المتماسكة والمتزامنة والمتفاعلة لعناصر المعلومات على مستوى الذاكرة العاملة.
5. فكرة نواتج التعلم instructional consequences هي بمثابة دليل تنفيذي للمساعدة في تطوير المخططات ذات الصلة بالتعلم. فمثلاً في مقررات الرياضيات يميل الطالب لحل المزيد من التمارين حتى يمكنه التدريب والالمام بجميع الأفكار الجديدة، فكل فكرة رياضية جديدة لمسألة رياضية تعمل على تطوير المخططات المخزنة في ذاكرة المتعلم سواء بالإضافة أو التدريب.

ويسهم العبء المعرفي بأنواعه (الداخلي، الدخيل، الخارجي) في تحديد وجهة الجهد العقلي والمبذول، وهذا يتوقف على طبيعة كل نوع من أنواع العبء المعرفي على النحو التالي:

- العبء الداخلي Intrinsic load ويشير إلى العبء الذي تفترضه العمليات المعرفية التي تثيرها خصائص مهام التعلم. وينتج العبء الداخلي من خلال عدد العناصر المنفصلة التي تتفاعل داخل الذاكرة العاملة أثناء اكتساب وتعلم مهام التعلم (Yeigh, 2014). ويرتبط هذا العبء بدرجة تعقيد معلومات التعلم. وتعتمد درجة تعقيد المهام على المعرفة المسبقة للفرد، فعدد العناصر التي يتم معالجتها بعضها مع بعض في وقت واحد، ويتأثر العبء الداخلي بكل من بساطة العناصر المكونة لمعلومات التعلم والخبرة الشخصية؛ فعندما تكون عناصر المعلومات المكونة للمهمة أكثر بساطة يقل العبء الداخلي وهذا يعتمد على خبرة الفرد الشخصية بطبيعة المهام المراد تعلمها، (Kolfschoten, French & Brazier, 2014; Schmeck et al., 2015).

http://dx.doi.org/10.29009/ijres.3.2.12

- في حين ينبع العبء الخارجي Extraneous load من إجراءات تعليمية غير مثلى تفرض قيوداً إدراكية لطبيعة المثيرات التعليمية (Sweller, 2010). كما أن سوء تشفير المعرفة الناجم عن تأثير التكرار الناجم عن كثرة المعلومات المتاحة بالمادة العلمية مما يجعل الفرد يستخدم الانتباه الموزع في تنظيم تقديم المعلومات التعليمية (Sweller, 2010; Yeigh, 2014). ويتعلق العبء المعرفي الخارجي بعدد المغريات والتفاصيل غير الهامة التي ترتبط بمهام التعلم (Schmeck et al., 2015). وأشار Kolfschoten et al. (2014) أنه العبء الناتج معرفياً عن طرق العرض والتنقل بين المعلومات. ويظهر تماماً أثناء التعلم التعاوني أو التشاركي اللذان يتطلبا جهداً ذهنياً لتنسيق الجهد.
- أما العبء الدخيل Germane load ويهتم هذا العبء بخصائص المتعلم فقط؛ ويشير إلى موارد الذاكرة العاملة التي يكرسها المتعلم للتعامل مع العبء المعرفي الداخلي المرتبط بالمعلومات أثناء تفاعل العناصر لفهم المعلومات ذات الصلة بالمهمة (Sweller, 2010). ويعتبر هذا النوع من العبء المعرفي مناسبًا ومرغوبًا إذ إنه يعزز بنية الذاكرة (Yeigh, 2014). ويؤثر في بناء المخططات وتخزينها في الذاكرة طويلة المدى. وهذا العبء يبدو في ربط المعلومة التي تم معالجتها بنظيرتها من المبادئ والقواعد التي سبق تعلمها وتخزينها في الذاكرة طويلة الأمد (Kolfschoten et al., 2014).

وجميع أنواع العبء المعرفي الثلاثة مهمة في الموقف التعليمي إذ تربط الموارد المحدودة من الذاكرة العاملة إلى الذاكرة الطويلة الأمد من خلال اكتساب المخطط أو يصل المخطط إلى حد التلقائية (Yeigh, 2014). ونظراً لأن العبء المعرفي الداخلي والخارجي متلازمين في الحدوث معاً فإن يتحتم على المعلم الحفاظ على العبء المعرفي الخارجي منخفضاً قدر الامكان من أجل توفير سعة ذاكرة كافية للعمل للعمليات المعرفية التي تعزز تعلم المرء (Schmeck et

http://dx.doi.org/10.29009/ijres.3.2.12

al., 2015). وبلغة أخرىٰ يرىٰ Sweller (2010) أن التفاعل الحادث بين العناصر في الذاكرة العاملة إذا قل نتيجة عدم تغيير المتعلم لما تعلمه أي بالإضافة إلىٰ البناء المعرفي كفهم بعض المصطلحات الغامضة في بعض النصوص والقطع القرائية فهذا يصف العبء المعرفي الخارجي، أما إذا أمكن تغيير تفاعل العناصر عن طريق تغيير ما تم تعلمه يكون العبء المعرفي داخلياً كقراءة برهان لمشكلة هندسية بالكتاب المدرسي مثلاً.

**طبيعة القياسات في نظرية العبء المعرفي**

هناك مجموعة من العوامل التي تؤدي إلىٰ اختلاف الخصائص السيكومترية كاختلاف البنية العاملية واختلاف القرار المتخذ في ضوء عدة مؤشرات منها:

1. اختلاف أدوات القياس: اختلفت دراسات (Brunken, Plass & Leutner, 2003; Chandler & Sweller, 1996; van Gerven, Paas, van Merriënboer & Schmidt, 2006) في استخدام أدوات قياس العبء المعرفي سواء كانت مقاييس النفسية تعتمد في استجاباتها علىٰ التقدير الذاتي، أو مقاييس غير المباشرة تعتمد علىٰ تقديرات المقاييس السلوكية أو الفسيولوجية والمهام الثانوية المزدوجة في تقدير العبء المعرفي. وقد لوحظ أن مهام العبء المعرفي أكثر حساسية في الجوانب الأدائية، أما فيما يتعلق بعمليات حل المشكلات المعرفية فقد لوحظ تفوق المقاييس النفسية أو تلازم المقاييس النفسية مع الأداءات المعرفية للمهام وعندئذ تحسب معاملات الارتباط بين الدرجات الكلية لمقياس العبء المعرفي ونظيرتها التي تقيس الأداءات المعرفية الأخرىٰ. ويطرح الباحث بعض الدراسات النظرية التي اهتمت بطرق القياس المختلفة في قياس العبء المعرفي علىٰ النحو التالي:

وقارن (Brunken et al., 2003; Chandler & Sweller, 1996; Van-Gerven, Paas, van-Merriënboer & Schmidt, 2006) بين طريقتين لقياس العبء المعرفي باستخدام

http://dx.doi.org/10.29009/ijres.3.2.12

القياسات الفسيولوجية ودراسة المهام الثانوية لانخراط المتعلمين في نشاط معرفي إضافي للمهمة الأساسية للتعلم. وتوصلت هذه الدراسات إلى تفوق طريقة المهام المزدوجة بأنها توفر مقياسًا مستمرًا تقريبًا للعبء المعرفي أثناء المهمة.

و قارن Naismith, Cheung, Ringsted & Cavalcanti (2015) بين ثلا ثة أدوات للعبء المعرفي وهي مقياس للتقرير الذاتي ومهام معرفية والتحليل الكيفي لنتائج المقابلة مع المجموعتين) لدى عينة من طلاب ا لجامعة بجامعة تورنتو. و قد و جد فروق ذات دلا لة اح صائية بين أداء المجموعتين على الدرجة الكلية للعبء المعرفي. وكان التحليل الكيفي مؤيداً لنتائج العبء المعرفي الداخلي في المقياس. ولم تعكس التحليل الكيفي أي مما توصلت إليه كلتا الأداتين في بعدي العبء الخارجي والدخيل في المقياس. بينما تفوق المقياس على المهام في نتائج العبء الخارجي الدخيل.

1. تباين طبيعة أداة القياس: فقد قارن Szulewski, Gegenfurtner, Howes, Sivilotti & van Merriënboer (2017) بين المقاييس الفسيولوجية والنفسية لعينة من 32 طبيب ذوي خبرة في مجال طب الحوادث وذلك اثناء لأسئلة طبية دقيقة. وقد ثبت تفوق المقاييس الفسيولوجية عن نظيرتها النفسية. كما بلغ معامل الارتباط بين الدرجة الكلية للأداتين 0.61 وهذا يعني صلاحية كل من الأداتين في القياس العبء المعرفي في المجال الطبي. بينما في دراسة تحليلية أجراها Naismith & Cavalcanti (2015) لنتائج 48 دراسة باستخدام ما وراء التحليل قارن بين نتائج المقاييس النفسية والمهام الثانوية وتوصلت الدراسة إلى تأثير ضعيف للفروق بين الأدوات والمقاييس الفسيولوجية.

واستخدام Morrison, Dorn & Guzdial (2014) مقياس مطور لنظرية العبء المعرفي (داخلي IN، خارجي EX، دخيل GR) لدراسة البناء العاملي للعبء المعرفي عبر

http://dx.doi.org/10.29009/ijres.3.2.12

تدريس علوم الحاسب والبرمجة عبر محاضرتين مختلفتين. ثم درس البناء العاملي وتوصل إلى تفوق نمذوج المحاضرة الثانية. وقد قلت معاملات الارتباط بين أنماط العبء المعرفي فقد كانت بين عاملي IN وEX كانت 0.403 بينما بلغت قيمة العلاقة بين IN وGR كانت – 0.272 وبلغ بين Ex وGr القيمة –0.739 في المرة الثانية لقياس العبء المعرفي. واعتمد Knaus, Murphy, Blecking & Holme (2011) على قياس العبء المعرفي في الكيمياء بمقياس نفسي ودراسة علاقته بمقياس التعقد المعرفي القائم على الخبراء وقد توصلت الدراسة لوجود علاقات ارتباطية موجبة بين كلا الأداتين مما يعني قدرة مقياس العبء المعرفي في قياس الجهد العقلي المبذول أثناء دراسة وحل المعادلات الكيميائية.

2. قطبية مفردات الأداة وطبيعة صياغة المفردة: فقد توصل (Lam & Stevens, 1994) أن قطبية صياغة المفردات وقوة صياغة المفردات والعرض النفسي لتصنيف ظاهرة القياس كانت مؤثرة على استجابات الطلاب على لا مقاييس النفسية وازداد التباين بين الطلاب نتيجة قوة صياغة المفردات بالمقياس. في حين توصل Hale, Boster & Mongeau (1991) إلى أن أدوات القياس النفسية التي تعتمد على تدريج ليكرت في القياس يقل أخطائها مما يقلل أخطاء التحيز والتضليل في وصف الظواهر النفسية.
3. استخدام معيار لمقارنة أداء المقياس به: أيد Hodge & Gillespie (2007) دراسة استخدام المقاييس التي تتطلب التعليقات المكتوبة بالإضافة إلى أدوات نفسية للقياس حيث أنها أثبتت تفوقها من حيث ثباتها على المقاييس النفسية التي تعتمد على تدريج ليكرت للاستجابات. وأوصى Wainer & Thissen (1993) أن اختلاف طبيعة أداتي القياس لنفس الظاهرة النفسية لا يؤدي بالضرورة إلى تساوي ثباتات العوامل للأبنية الهرمية ذات العوامل المختلفة.

http://dx.doi.org/10.29009/ijres.3.2.12

4. مدى تدريج الاستجابة: أكد Leung (2011) أن زيادة مدى تدريج الاستجابة للمقاييس النفسية يزيد اعتدالية التوزيع لبيانات للسمة المقاسة، علاوة على ذلك تتقلص قيمة التفرطح، ولا تتأثر تشبعات المفردات ومعاملات الثبات والارتباطات بين المفردات، والانحرافات المعيارية باختلاف تدريج الاستجابة الذي يتراوح لنفس السمة بين (4، 5، 6، 11). ويكون التدريج ذو المدى 11 هو أكثر حساسية للتغير في السمات المقاسة. وأكد Hale et al. (1991) أن إزالة الاستجابة المحايدة من عدمه في مقاييس ليكرت لا يؤثر بالضرورة في تفسير النتائج أو تقديرات معالم القياس. في حين أكد Wu & Leung (2017) أن عدد نقاط تدريج الاستجابة الأكبر يعطي تقديرات أدق للاستجابة مما يسهل عمليات الفهم وذلك في دراسة أجراها على بيانات المحاكاة. وتوصل Rhodes, Hunt-Matheson & Mark (2010) إلى تكافؤ درجات تدريجي ليكرت لنفس المقياس ذو الاستجابات الخمسة والسبعة وأن التدريج السباعي أبرز تبايناً أكثر لدرجات العينة على المقياس.

5. الدقة التنبية لتدريج الاستجابة في ضوء طريقة ليكرت: أكد Ivanov, Ivanova & Saltan (2018) أن المقاييس التي طبقت على الطلاب للتعرف على السمات النفسية الخاصة بحل المشكلات الرياضية أدت لتحسن الأداء فيما بعد في تحسين الأداء التدريسي في عمليات الشرح وحصول الطلاب على درجات مرتفعة في الأداءات التالية. وتوصل Rhodes et al. (2010) إلى تكافؤ أداء الطلاب على مقياس النشاط البدني المعد بطريقة ليكرت والتفاضل الدلالي (إعطاء درجة من متصل درجات على نفس السمة).

http://dx.doi.org/10.29009/ijres.3.2.12

**محددات استخدام المهام المعرفية في البحث النفسي**

على الرغم من تعدد الآراء في بناء العمليات المعرفية فهي أراء اجتهادية تعتمد على استهلال الباحث النفسي- ومدى عمقه في دراسة العملية المعرفية الخاصة بموضوع بحثه، ولكن التركيز الأعلى يكون على نتاج تحليل المحتوى للمهمة، أو قد يكون على نتاج معين كالزمن المستغرق في حل المهام، أو التركيز على بعض جوانبها، أو استدعائه لعمليات أو ترتيب معين.

يعاب على النظريات المعرفية أنها تعتمد على وصف قواعد محتملة لنمو القدرات المعرفية في اختبارات نموذجية تعتمد على إبراز الفروق الفردية بين الأفراد في متغيرات تلك النظرية موضوع الدراسة، مع إهمال الخطوات الأولية التي تصف بنية الفكر (Carroll, 1974). بالرغم من أنها تطرح عمليات تحليل شخصي مفصل للعمليات المعرفية التي ينطوي عليها هذا الاختبار ولكن المرجع هنا تكون في الدرجة التي أعطاها المقدر والتي قد تشوبها الخطأ، كما أن الدراسات النفسية لم تستعين بالعديد من المقدرين لتقدير تلك الدرجة على هذه العمليات من ناحية أخرى.

اقترح Domin (1999) أن يعطى المفحوص مجموعة من الأنشطة المعرفية التي تتطلب حل المشكلات، ثم يتم تحليل هذه المشكلات في ضوء الفئات الست لتصنيف بلوم المعرفي خصوصاً إذا كانت عمليات المهام المعرفي تتعلق بالمستويات العليا للتفكير. وبالتالي فآراؤه تعتبر محدداً يهتم بالنتاج المعرفي للمتعلم وإهمال الأداءات العقلية التي عكست العملية المعرفية موضوع القياس.

http://dx.doi.org/10.29009/ijres.3.2.12

**أنواع المهام المعرفية في البحث النفسي**

قسم Wickens, Hutchins, Laux & Sebok (2015) المهام المعرفية في البحث النفسي إلى العديد من الصور منها:

أ. **مهام صناعة القرار Decision making tasks**: وهي عبارة عن مهام تجريبية معقدة تعتمد في جوهرها على تعدد المهام التي تعمل على ثقل كاهل الذاكرة العاملة بالعبء المعرفي. وتتطلب مهارات التفكير التقاربي والناقد والاستنتاجي ولكنها تتطلب مشكلات غير مألوفة وفريدة. ويتحتم على الباحث النفسي صياغة مهام يكون فيها أداء المتعلم متزامن في واحدة أو أكثر في تلك المهام. ويرى Romeas, Chaumillon, Labbe & Faubert (2019) أنها مهام تتكون من مستويات تتراوح بيم محتويين هما: (1) الجوانب الادراكية المعرفية ويعطى المتعلم مهام فردية يدرسها المتعلم ومهام مزدوجة يعالج المتعلم قضاياها بمعزل كل منها عن الأخرى ومندمجة بعضها مع بعض، و(2) الجوانب السلوكية وتتراوح في توفر دقة وجودة ردود الأفعال التي تبدو في صناعة القرار الناتج لحل المشكلات.

ب. **مهام الذاكرة العاملة**: وتتضمن مهام تحتاج إلى الاحتفاظ بالمعلومات بشكل متزامن مع عمليات معرفية أخرى مثل حل المشكلات والتتبع البصري المكاني، أو الانتباه أو غيرها من العمليات المعرفية. وحدد DeLeeuw & Mayer (2008) ثلاثة قياسات لمهام الذاكرة العاملة ومنها: (1) مقدار الزمن المستغرق في الاستجابة على المهام الفرعية Response time to secondary task، و (2) تقييم الجهد Effort rating وفيها يطلب من المتعلم تقييم جهده العقلي في ضوء تدريج استجابي يتراوح بين تسعة نقاط تتراوح بين الجهد العقلي المنخفض للغاية إلى الجهد العقلي المرتفع للغاية، و (3) تقييم الصعوبة Difficulty rating وفيها يطلب من المتعلم عقب الانتهاء من المهام أن

http://dx.doi.org/10.29009/ijres.3.2.12

يحدد مدى صعوبة المهام على تدريج استجابي يتراوح بين تسع نقاط تتراوح بين سهل للغاية إلى صعب للغاية.

ج. **مهام أداء الفريق Team performance tasks**: وهي مهام تتطلب الاتصال بالفريق والبحث والابحار في المعرفة لتشارك المعلومات بين مجموعة الفريق الخاص بالمهمة موضوع الدراسة واتخاذ القرارات الجماعية. وتعتمد تلك المهام في ضوء أراء Ashoori & Burns (2013) نماذج صناعة القرار هي نماذج موسعة تعتمد على الجدل وتحليل العمل.

د. **مهام تتعلق ببيانات الأداء Task related performace data**: وهي مهام تنقسم إلى نوعين النوع الأول يتطلب تلخيص المتعلم للمعرفة التي درسها في صورة كتابة تقارير تتضمن تفصيلاً عددياً أو بيانياً لم اكتسبه مسبقاً، أما النوع الثاني فهي تتطلب تفاعل مع المهام بصورة تتطلب الدقة أو السرعة في انجاز تلك المهام.

بينما صنف Tresilian (1995) مهام النواحي المعرفية والادراكية على النحو التالي:

أ. **مهام توقع التطابق coincidence anticipation**: وفيها يتحتم على الأشخاص تقديم استجابات بسيطة في نفس الوقت الذي يصل فيه هدف متحرك إلى موضع محدد وهذا الموضع يسمى نقطة الاتصال. ثم يختفي الهدف المتحرك من العرض قبل الوصول إلى نقطة الاتصال، وبعد ذلك يطلب من الشخص تقديم رد يتزامن مؤقتاً مع وصول الهدف المفترض إلى نقطة الاتصال. وقد يطلق عليها مهام الحركة المتوقعة prediction motion tasks.

ب. **مهام الحكم النسبي relative judgment**: تشير إلى اقتراب الشخص من حل المهمة. وليس من الضروري أن ينتظر المقدر تحقيق الهدف النهائي للمشكلة، فقد يصعب عليه

http://dx.doi.org/10.29009/ijres.3.2.12

تخطي مرحلة معينة وصولاً إلى الحل لمحدودية الافق لديه. وفي معظم التجارب تبدو الاستجابة فورية.

واقترح Zhang & Norman (1994) مفهوم المهام المعرفية الموزعة Distributed cognitive tasks: وهي مهام تتطلب معالجة المعلومات العشوائية داخل العقل كي تتوافق مع البيئة الخارجية، مع التركيز على ثلاث مشاكل: (1) العرض الموزع للمعلومات، و (2) التفاعل بين التمثيلات الداخلية بالذاكرة والخارجية بالبيئة، (3) طبيعة التمثيل الخارجي للمتغيرات البيئية التي تسهم في معالجة المعلومات الاجتماعية.

و بالتأمل في البحوث التي تتبع علم النفس المعرفي يلاحظ أن المهام المعرفية تتمتع بالصدق البنائي إلا أنها تعاني قصوراً في تدني معاملات الثبات لها إذا ما قورنت بالاختبارات والمقاييس النفسية التي تقيس نفس السمة.

**معاملات الثبات للاختبارات والمقاييس النفسية**

في حال استخدم الباحث الصور المتوازية أو طريقة الاختبار وإعادة تطبيق الاختبار لتقدير معامل الثبات، وكانت درجات الاختبار موزعة بشكل اعتدالي عندئذ يكون الاختبار الاحصائي واضحاً وهو معامل الارتباط بين صورتي الاختبار لنفس العينة. ولكن في كثير من الأحيان يكون معامل ألفا كرونباخ أكثر عمومية وملائمة لحساب ثبات الاختبار. أما في حالة اختلاف العينات المطبق عليها أدوات الدراسة فيمكن اختبار فرضية تساوي تقديرات معامل الارتباط عبر المجموعات المستقلة.

أما إذا طبقت الاختبارين على نفس العينة، وكان حجم العينة كبيرة وكان الباحث بصدد حساب التجزئة النصفية فإنه يمكن استخدام تحويلات Kristof (1964). وتختلف طبيعة معاملات الثبات لاختبارات الصور المتوازية أو الصور المتكافئة في أنها تطبق على نفس

http://dx.doi.org/10.29009/ijres.3.2.12

العينة وتكون متطابقة في نوع وهدف ونتيجة كل سؤال، في حين أن الدراسة الحالية تعتمد على نوعين مختلفين تماماً من الاختبارات لنفس السمة من حيث عدد المفردات وطبيعة القياس وطبيعة الاستجابة.

وقد اشتق نظرياً حساب معامل ألفا لاختبارات مختلفة من تحويلات (Feldt, 1965, Kristof, 1964) على افتراض أن درجات المفردات على الأجزاء المختلفة للاختبارين تتوافق مع افتراض نموذج تحليل التباين للنموذج العشوائي ثنائي المتغير.

**تقدير الفروق لمعاملات ألفا عبر القياسات المرتبطة لنفس العينة:**

لنفترض أن اختبارين 1 و2 يتم مقارنة اعتماداتهما، قد تم أخذهما بنفس العينة من المفحوصين N. ويتكون الاختبار 1 من مفردات k، والاختبار 2 من مفردات قابلة للتقدير بدرجات (Feldt, 1980). وقد تكون الدرجات وتوزيعها في الاختبارين غير قابلة للمقارنة بسبب اختلاف أطوال الأدوات، واختلاف محتواها ومضمونها وهدفها وقد تكون أطوال الاختبارات مختلفة، أو قد تحتوي على أنواع مختلفة من التمارين. فلكل اختبار يتم إجراء الافتراضات التالية Feldt (1969, 1980):

- انتقاء جميع أفراد العينة بصورة عشوائية من النطاق موضع الاهتمام (المجتمع المراد اختباره).
- مجموعات من المفردات $k_1$ و$k_2$ المتضمنة في المجالات التي تغطيها الاختبارات.
- أن تكون درجات مجتمع العينة يفترض أن يكون موزع توزيعاً اعتدالياً على كلاً الاختبارين موضع الدراسة.
- لكلا الاختبارين 1 و2 فإن معاملات الارتباط بين الدرجات الحقيقية الكلية للاختبارين وأن يكون أكبر من أو مساوياً للصفر ($\rho \geq 0$).

http://dx.doi.org/10.29009/ijres.3.2.12

- تكون أخطاء القياس متجانسة في التباين وتوزع اعتدالياً، ويمكن أن يختل هذا الشرط في الاختبارين.
- تكون أخطاء القياس في الاختبارات 1 و2 مستقلة عن بعضها البعض وعن النتائج الحقيقية سواء داخل الاختبارات أو عبرها.

ويستخدم للمقارنة بين معاملات ألفا عبر القياسات المرتبطة أو الأدوات عبر نفس العينة المعادلات التالية وذلك بشرط أن الفرض الصفري للاختبار يكون H0: α1 = α2.

ويمكن اختبار هذا الفرض احصائياً كما حدد Feldt (1969, 1980, 1986) من خلال المعادلات التالية:

$$a = N_1 - 1$$
$$b = (N_1 - 1)(k_1 - 1)$$
$$c = (N_2 - 1)(k_2 - 1)$$
$$d = N_2 - 1$$

حيث أن N هي عدد الطلاب أو المفحوصين، وK هي عدد المفردات لكل اختبار من الاثنين. وa وb وc وd هي درجات الحرية لاختبار ألفا كرونباخ عبر درجات أداتي القياس.

ولحساب التوزيع العيني للمتغيرات لتوزيع F فهذا يدعو لتوخي الحذر من حدوث زيف في تقديرات النسب المربعة للمتوسط في حالة القيم الصغيرة نسبياً لدرجات الحرية. ويمكن حساب درجات الحرية المعيارية لكلا الاختبارين $v_1$ و $v_2$ من خلال المعادلات التالية (Feldt, 1969):

$$v_2 = \frac{2A}{A-1}$$

ودرجة الحرية المعيارية الثانية وهي:

$$v_1 = \frac{2A^2}{2B - AB - A^2}$$

ونظراً لاختلاف الوقت المطلوب لاستكمال كل اختبار فهذا يتطلب من الباحث بالالتزام بإدارة الأدوات ذات الأطوال المختلفة (عدد المفردات) ضمن الحدود الزمنية التي

http://dx.doi.org/10.29009/ijres.3.2.12

تنطبق عليها القواعد السابقة. ويمكن حسابه بالبارامترات A وB يمكن حسابها على النحو التالي:

$$A = \frac{d}{d-2} * \frac{b}{b-2}$$

بينما يتم حساب البارامتر B على النحو التالي:

$$B = \frac{(a+2)d^2}{a(d-2)(d-4)} * \frac{(c+2)b^2}{c(b-2)(b-4)}$$

ويمكن حساب نسبة احتمال توزيع العيني للفروق بين ألفا في توزيع F من خلال معادلة:

$$W = \frac{1-\alpha_2}{1-\alpha_1}$$

حيث أن هي $\alpha_2$ و $\alpha_1$ معاملات ألفا كرونباخ لكلا أداتي القياس وذلك عند مستوى ثقة 95٪.

ويمكن حساب الإحصاء باستخدام تصحيح للقيمة المحسوبة باستخدام اختبار ت على النحو التالي (Feldt, 1980):

$$t = \frac{(\alpha_1 - \alpha_2)(N-2)^{1/2}}{[4(1-\alpha_1)(1-\alpha_2)(1-\rho^2)]^{1/2}}$$

حيث أن $\rho$ هي معامل الارتباط بين الدرجة الكلية لكلا أداتي القياس موضع المقارنة.

وأن درجة الحرية للفروق بين معاملات ألفا عبر نفس العينة تحسب من القيمة التالي:

$$df = k - 2$$

هي K عدد الأسئلة الكلي للاختبارين.

ومن خلال بيانات المحاكاة توصل Feldt, Woodruff & Salih (1987) إلى حساب التباين لكل اختبار من الاختبارين المستخدمين في التحليل كنوع من التحكم في الخطأ من النوع الأول وتحقيق قوة احصائية أعلى على النحو التالي:

http://dx.doi.org/10.29009/ijres.3.2.12

$$S_i^2 = \frac{2}{9(\bar{k}_i - 1)(1 - \alpha_i)^{2/3}}$$

حيث أن قيمة ألفا المرتبطة فإن هذا يتطلب حساب القيمة التقريبية للتغاير بين معاملات ألفا لكلا نسخ المقاييس. فقد استنتج Woodruff & Feldt (1986) التقدير التالي:

$$S_{ij} = \frac{2\rho_{ij}^2}{9(\bar{k}_i - 1)(1 - \alpha_j)^{1/3}(1 - \alpha_i)^{1/3}}$$

وعندما يختلف كل من عدد المفردات بكلا المقاييس فإن قيمة $\bar{k}$ تحسب من خلال المعادلة التالية:

$$\bar{\mathrm{k}} = \frac{k(k-1)}{\tilde{k} + 1}$$

حيث أن هي k عدد المفردات والمتغير $\tilde{k}$ هو قيمة المتوسط التوافقي لكل الاختبارات ذات الأطوال المختلفة. والمتوسط التوافقي يحسب كمحصلة لمقلوبات متوسط درجات كل مفردة عبر الاختبار أو الأداة.

**حجم العينة الأمثل لمعاملات ألفا كرونباخ صور الاختبارات النفسية**

أجرى Peterson (1994) دراسة بمنهجية ما وراء التحليل، وافترض أنه للوصول إلى قيمة ألفا المعيارية بين تطبيق صور متعددة لأدوات القياس لنفس السمة عبر نفس العينة فإن هذا يعتمد على تحديد حجم العينة وعدد المفردات كما هو موضح بالجدول التالي:

جدول (1): متطلبات تحديد حجم العينة وعدد المفردات.

| معامل ألفا المطلوب | حجم العينة المطلوب | عدد المفردات المراد تضمينها |
|---|---|---|
| 0.79 | 64 | 3 :1 |
| 0.80 | 69 | 10 :4 |
| 0.77 | 63 | 30 :11 |
| 0.87 | 63 | أكثر من 30 |

http://dx.doi.org/10.29009/ijres.3.2.12

واستفاد الباحث في الدراسة من هذا المدخل لتحري الوصول إلى ثبات قياس يتخطى 0.7 خصوصاً وأن طولي الاختبارين يتراوحا بين 9 و14 مفردة في كلا الاختبارين. فقد تخير الباحث حجم عينة 76 طالب وطالبه.

**مشكلة الدراسة**

حاولت الدراسة المقارنة بين بنائيين مختلفين لظاهرة معرفية واحدة وهي العبء المعرفي. وتختلف البنائين من حيث طريقة القياس فأحدهما مقياس تقرير ذاتي بنيت استجاباته في ضوء طريقة ليكرت الخماسية، والأخرى مهام معرفية بنيت استجابتها في ضوء طريقة ليكرت الخماسية. ويتشابه البنائين ثلاثي الأبعاد، ويختلفا البنائين في عدد مفردات البناء فالمقياس تكون من 14 مفردة توزعت على ثلاثة أبعاد؛ في حين مهام العبء المعرفي تكونت من 9 مهام توزعت على ثلاثة أبعاد.

وقارن الباحث بين كلا البنائين (مقياس التقدير الذاتي، المهام المعرفية لنظرية العبء المعرفي) من حيث الخصائص السيكومترية فيختبر الباحث ثلاثة أبنية هرمية لكل أداة هي على النحو التالي: البناء الثلاثي من الرتبة الأولى، ونموذج العامل العام من الرتبة الأولى والثانية. وتحاول الدراسة اختبار العامل العام للتحقق من كون المقياس عامل عام، حيث يفترض حساب معامل ألفا كرونباخ وأن يكون المقياس ذو عامل عام. علاوة على هذا فإن الدراسة ستحسب معامل ألفا المعياري لعدم تساوي المفردات في الاداتين. ويتم تحويل مدى الدرجات إلى الدرجات المعيارية لعدم تساوي عدد مفردات البنائين. ويمكن تلخيص مشكلة الدراسة على النحو التالي:

http://dx.doi.org/10.29009/ijres.3.2.12

1. هل يختلف البناء العاملي للبناء الهرمي والأبنية عالية الرتبة بين مقياس ومهام العبء المعرفي؟
2. هل توجد فروق بين ثبات أدوات قياس العبء المعرفي عبر القياسات المرتبطة؟
3. هل تختلف التغاير والتباين المعياري لكل من أدوات الدراسة؟

**أهداف الدراسة**

1. المقارنة بين طرق القياس (مهام معرفية، مقاييس نفسية) في ضوء الخصائص السيكومترية.
2. اختبار البنية العاملية لأبنية معرفية متساوية من حيث تدريج الاستجابة ومختلفة من حيث عدد المفردات باستخدام الدرجات المعيارية.

**أهمية الدراسة**

التحول إلى ا ستخدام الأداة المعرفية الأن سب لقياس الظواهر النف سية حيث لوحظ في البحوث النفسية تدني ثبات المهام المعرفية، واختلاف البحوث النفسية العربية في انتقاء اداة القياس حيث تنوع الباحثين في تناول الظاهرة النفسية فبعضهم تناولها بالدراسة باستخدام مهام معرفية والبعض الآخر تناولها با ستخدام مقياس نفسي. كما تقدم الدرا سة أ سلوباً جديداً لحساب الثبات من خلال المعايير خصوصاً في عدم تساوي مفردات أدوات القياس لنفس الظاهرة النفسية باستخدام معامل ألفا المعيارية.

**فروض الدراسة**

1. العامل العام هو أفضل بناء هرمي للمقارنة بين طرق القياس (المقاييس النفسية، المهام المعرفية) للظواهر النفسية. ويمكن طرح الأبنية العاملية تحت الدراسة في الرسوم التالية:

http://dx.doi.org/10.29009/ijres.3.2.12

2. تختلف معاملات الثبات ومؤشرات المقارنة بين طرق القياس (المقاييس النفسية، المهام المعرفية) للظواهر النفسية في ضوء الدرجات المعيارية.

**الطريقة والإجراءات**

**أولاً: عينة الدراسة**

استفاد الباحث من مدخل Peterson (1994) لانتقاء حجم العينة، واشتقت عينة بلغت 76 طالب وطالبة بالفرقة الثانية، شعبة علم النفس، كلية التربية، جامعة قناة السويس، والذين بلغ متوسط العمر لهم 19.86 عاماً بانحراف معياري 0.54 عاماً. وقد طبقت عليهم أداتي الدراسة بعد تحويلها إلى الصورة الالكترونية وقد أستجاب الطلاب عليها طواعية.

**ثانياً: أدوات الدراسة**

تكونت أدوات الدراسة مما يلي:

أ. **مقياس العبء المعرفي**: وصف وهدف من المقياس: أعد الباحث مقياس بهدف التحقق من الجهد العقلي المبذول أثناء حل المشكلات الاحصائية بالذاكرة العاملة في مقرر الاحصاء النفسي الاستدلالي. وقد أعد الباحث المقياس في ضوء نظرية العبء المعرفي المعدلة التي طورها Sweller (2011). وتكون المقياس من عدد 14 مفردة. وقد أعدت تدريج الاستجابة في ضوء طريقة ليكرت الخماسية وتضمنت أعلى استجابة دائماً (5) وأقل استجابة أبداً (1).

ب. **مهام العبء المعرفي**: أعد الباحث المهام المعرفية للعبء المعرفي في مادة الاحصاء الاستدلالي اعتماداً على أعمال Leppink (2017). وإعداد أداءات للمهام بلغت 9 أداءات تقدر الدرجات عليها في ضوء مقياس ليكرت الخماسي بحيث أعلى استجابة

http://dx.doi.org/10.29009/ijres.3.2.12

دائماً (5) وأقل استجابة أبداً (1). وقد كانت تقدير الدرجة على هذه المهام ذاتياً Self-report. هذه المهام. وفيما يلي توزيع المفردات على الأبعاد الثلاثة:

جدول (2): توزيع مفردات أدوات قياس العبء المعرفي على الأبعاد

| الأداة | الأبعاد | المفردات الموجبة | المفردات السالبة |
|---|---|---|---|
| مقياس العبء المعرفي (CLS) | العبء الداخلي (In) | 2، 4، 5، 6، 14 | --- |
| | العبء الخارجي (Ex) | --- | 9، 11 |
| | العبء الدخيل (Ger) | 7، 8 | 1، 10 |
| مهام العبء المعرفي (CLT) | تعقد المهمة (Comp) | --- | 1، 4، 5، 6 |
| | تقديم المهمة (Intro) | 2، 3 | --- |
| | وقت الاستجابة (Resp) | 7، 8، 9 | --- |

**ثالثاً: الإجراءات**

تم تطبيق أدوات الدرا سة على العينة على طلاب الفرقة الثانية شعبة علم النفس بكلية التربية بالإسماعيلية. وذلك باستجابة الطلاب على الأدوات الكترونياً، مع إعلام الطلاب بالهدف من هذه الأدوات وضرورة توخي الدقة وان يعبر كل فرد عما يراه متوافراً لديه وهذا ليس له علاقة بأعمال السنة للمقرر واستغرق التطبيق أسبوعين.

**رابعاً: التحليل الإحصائي**

تم التحليل الإحصائي في ضوء:

أ. إعادة تكويد للعبارات السالبة في أبعاد مقياس العبء المعرفي.

ب. إجراء التحليل العاملي الاستكشافي لمفردات وأداءات أدوات الدراسة باستخدام طريقة المحاور الأساسية مع التدوير المتعامد فاريماكس وجعل عدد العوامل حره ومرة أخرى بتحديد العوامل.

http://dx.doi.org/10.29009/ijres.3.2.12

ج. إجراء التحليل العاملي التوكيدي للنماذج العاملية المفترضة وذلك باستخدام برنامج LISREL 8.51 وطريقة التقدير ML ومصفوفة التغاير. وللمقارنة بين النماذج وللمقارنة بين النماذج العاملية أحادية الرتبة وثنائية الرتبة بين الأبعاد الثلاثة المكونة فعلياً للعبء المعرفي، اعتمد الباحث على مؤشرات المطابقة RMSEA حيث القيمة 0.05 أو 0.06 فأقل مطابقة جيدة و 0.08 فاقل مطابقة مناسبة ومؤشر NNFI, GFI, CFI حيث القيمة في المدى من 0.90 حتى 0.95 تعني مطابقة مناسبة والقيمة 0.95 فأكثر تعني مطابقة جيدة (Hu & Bentler, 1999)، ومؤشر AIC القيمة الأدنى تعني مطابقة أفضل ومؤشري البساطة PNFI, PGFI حيث القيمة الأعلى تعني نموذج أفضل والمؤشر ECVI القيمة الدنيا تشير لنموذج ذي قابلية للتعميم أفضل.

د. تقدير معامل ألفا كرونباخ لمفردات الأدوات وتقدير تحويلات Feldt (1969, 1980).

**نتائج الدراسة ومناقشتها**

**أولاً: التحليل العاملي الاستكشافي لمفردات أدوات القياس**

أجري التحليل العاملي الاستكشافي Exploratory factor analysis (EFA) باستخدام طريقة المحاور الأساسية Principle Axis Factoring (PAF) والتدوير المتعامد فاريماكس Varimax وذلك لاختبار مدي وضوح البنية العاملية لنظرية العبء المعرفي. وتم إجراء التحليل بجعل عدد العوامل حرة ومرة أخرى بتحديد عدد العوامل بثلاثة.

1. **بالنسبة لمقياس العبء المعرفي**: فقبل التدوير انتج التحليل خمسة عوامل فسروا 62.68٪ من تباين المصفوفة، حيث فسر العامل الأول 19.22٪ والعامل الثاني 17.77٪ والثالث 9.19٪ ومن الرابع حتى الخامس فسر كلاً منهما من 8٪ إلى 7٪

http://dx.doi.org/10.29009/ijres.3.2.12

ولكن بعد التدوير نتج ثلاثة عوامل فسر العامل الأول 12.42٪ والثاني 10.37٪ والثالث 10.12%.

ولوحظ توزع المفردات كما افترض الباحث في صياغته لمفردات مقياس العبء المعرفي مما يعني استقرار المفردات على عوامل المقياس. وفيما يلي تشبعات المفردات على الأبعاد:

جدول (3): تشبعات مفردات مقياس العبء المعرفي.

| م | المفردة | العبء الداخلي | العبء الخارجي | العبء الدخيل |
|---|---|---|---|---|
| 1 | أشعر بالتشوش في تحديد الاختبار الاحصائي المناسب للإجابة | | | 0.48 |
| 2 | ابدا بحل مفردات اختبار الاحصاء ذات الدرجات الاعلى اولاً | 0.33 | | |
| 3 | ابحث عن الاساليب مكملة لبعضها عندما اختار الأسلوب الأمثل للحل | - | - | - |
| 4 | اطرح حلولا مختلفة لنفس المسألة الاحصائية | 0.59 | | |
| 5 | استخدم خصائص كل اسلوب احصائي لتحديد انسب اساليب الحل | 0.58 | | |
| 6 | اربط كل مسألة بقوالب رياضية مألوفة بالنسبة إلي | 0.56 | | |
| 7 | أحتاج لدراسة المسائل المحلولة لتفهم الحلول المختلفة للمسائل | | | 0.49 |
| 8 | اعيد ترتيب الاسئلة بالاختبار للبدء بالأسئلة الاسهل | | | 0.32 |
| 9 | اخاف من مسائل القطع المقالية التي يطرح عليها كل امتحان الاحصاء | | 0.83 | |
| 10 | اشعر بالخوف من الاساليب الاحصائية التي لم اتمكن منها | | | 0.69 |
| 11 | أعجز عندما يطلب مني اقتراح الأساليب وأرقام لحل المسائل الاحصائية | | 0.70 | |
| 12 | أفضل اختيار اساليب احصائية للحل عن تقييدي بأساليب محددة | - | - | - |
| 13 | أشعر أن لكل أسلوب احصائي ما يميزه في المسائل | - | - | - |
| 14 | اتميز بالتخيل بصورة تمكنني من وضع حلول متجددة للمسائل الاحصائية | 0.79 | | |

http://dx.doi.org/10.29009/ijres.3.2.12

2. بالنسبة لمهام العبء المعرفي: فقبل التدوير انتج التحليل عاملين فسرا 59.12٪ من تباين المصفوفة، حيث فسر العامل الأول 33.98٪ والعامل الثاني 25.14٪ ولكن بعد التدوير نتج عاملين فسرا 48.29٪ من التباين الكلي للمصفوفة. وفسر العامل الأول 24.51٪ والثاني 23.78٪. وهذه النتائج اختلفت مع طبيعة البناء الذي افترضه الباحث لتوزيع مفردات المهام. وقد تشبعت المفردات على الأبعاد على النحو التالي:

جدول (4): تشبعات مفردات (أداءات) مهام العبء المعرفي.

| | المفردة | الأول | الثاني |
|---|---|---|---|
| Comp1 | مدى شعوره بالتعقيد خلال حله المسائل الاحصائية. | 0.61 | |
| Intro2 | مدى ارتباط المسئلة بما هو متوفر لديه من معلومات | | 0.61 |
| Intro3 | قدرته على اختيار اسهل المطلوبات في المسائل لحلها أولاً | | 0.49 |
| Comp4 | مدى توظيفه للمعطيات في تحديد الأسلوب الاحصائي الأمثل | 0.66 | |
| Comp5 | مدى تعنته في التعامل مع المسائل الجديدة | 0.81 | |
| Comp6 | صعوبة تحديد متغيرات المسائل الاحصائية المطروحة. | 0.66 | |
| Resp7 | تحديد الفكرة المناسبة حل المسائل الاحصائية بسرعه | | 0.77 |
| Resp8 | مدى تفهمه لما يطرح من معلومات جديدة في الحل | | 0.58 |
| Resp9 | أراجع أهم الأفكار قبل الشروع في حل امتحانات سابقة | | 0.76 |

ويلاحظ استقرار بعد تعقد المهمة Comp إذ توزعت عليه نفس الأداءات التي افترضها الباحث في صياغته لأداءات مهام العبء المعرفي، في حين كان بعد زمن الا ستجابة Resp أكثر استقراراً إذ توزعت عليه نفس الأداءات التي افترضها الباحث، إلا أنه لوحظ توزع أداءات بعد تقديم المهمة على البعد الثاني وهو البعد الذي يحوي أداءات بعد زمن الاستجابة.

http://dx.doi.org/10.29009/ijres.3.2.12

وقد حدد الباحث عدد عوامل استخلاص المفردات بثلاثة عوامل وإعادة إجراء التحليل العاملي بنفس الطريقة وقد فسرت العوامل 57.13٪ من التباين الكلي للمصفوفة. وفسر العامل الأول 24.11٪ وفسر العامل الثاني 8.64٪ وفسر العامل الثالث 14.38٪. وبالتالي يعتبر البناء بثلاثة عوامل أدق في تفسير العبء المعرفي بمهامه الفرعية من بناء المهام ذي العاملين.

**ثانياً: التحليل العاملي التوكيدي**

با ستخدام الباحث برنامج الليزرل LISREL 8.51 لإجراء التحليل العاملي التوكيدي لكل من النموذج الثلاثي لمقياس ومهام العبء المعرفي بطريقة التحليل هي الأرجحية العظمى Maximum likelihood (ML).

وللتحقق من اختبار دلالة الفروق بين معاملات ألفا عبر القياسات المرتبطة المتعددة فقد تحقق الباحث من نموذج العامل العام بطريقتين الأولى وهي اختبار العامل العام من الرتبة الأولى، واختبار العامل العام من الرتبة الثانية كما هو موضح في الجداول (4، 5) على النحو التالي:

http://dx.doi.org/10.29009/ijres.3.2.12

جدول (5): مؤشرات المطابقة للنماذج العاملية المفترضة لمقياس العبء المعرفي.

| النموذج المؤشرات | $X^2$ (P) | df | $X^2$/ df | RMSEA | 90% CI | NNFI | CFI | GFI | AGFI | ECVI | AIC | PNFI | PGFI | درجة المطابقة | الترتيب |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| ثلاثي من الرتبة الاولى | 35.95 (0.69) | 41 | 0.88 | 0.000 | 1.21 1.34 | 1.05 | 1 | 0.92 | 0.88 | 1.21 | 83.70 | 0.60 | 0.57 | متوسطة | 2 |
| عامل عام من الرتبة الاولى | 133.66 (0.00) | 77 | 1.74 | 0.120 | 0.091 0.140 | 0.51 | 0.58 | 0.77 | 0.69 | 2.84 | 213.10 | 0.35 | 0.56 | سيئة | 5 |
| عامل عام من الرتبة الثانية | 35.95 (0.69) | 41 | 0.88 | 0.000 | 0.000 0.055 | 1.05 | 1 | 0.92 | 0.88 | 1.21 | 83.68 | 0.60 | 0.57 | متوسطة | 3 |

جدول (6): مؤشرات المطابقة للنماذج العاملية المفترضة لمهام العبء المعرفي.

| النموذج المؤشرات | $X^2$ (P) | df | $X^2$/ df | RMSEA | 90% CI | NNFI | CFI | GFI | AGFI | ECVI | AIC | PNFI | PGFI | درجة المطابقة | الترتيب |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| ثلاثي من الرتبة الاولى | 41.67 (0.01) | 23 | 1.81 | 0.089 | 1.05 34.37 | 0.86 | 0.91 | 0.90 | 0.81 | 1.08 | 80.76 | 0.53 | 0.46 | متوسطة | 4 |
| عامل عام من الرتبة الاولى | 136.57 (0.00) | 27 | 5.06 | 0.270 | 2.29 3.40 | 0.31 | 0.49 | 0.66 | 0.43 | 2.80 | 209.76 | 0.34 | 0.40 | سيئة | 6 |
| عامل عام من الرتبة الثانية | 30.53 | 50 | 1.02 | 0.000 | 0.000 0.067 | 1 | 1 | 0.91 | 0.85 | 1.41 | 103.01 | 0.57 | 0.58 | جيد | 1 |

http://dx.doi.org/10.29009/ijres.3.2.12

من النتائج السابقة كانت مؤشرات المطابقة متوسطة بالنسبة لنموذج المقياس والمهام. كما تحقق شرط العامل العام من الرتبة الثانية في المهام ثم في المقياس وهذا يؤيده جميع الدراسات العربية النفسية في أن بنية المهام صادقة، إلا أن معاملات الثبات لها متدنية وقدرتها على إظهار التباين بين أفراد العينة منخفضة.

كما أن العبء المعرفي في كلا أداتي الدراسة نجم عنه سوء مطابقة في تشبعات المفردات بالتحليل التوكيدي على عامل عام، إذ لا يمكن دراسة العبء المعرفي كدرجة كلية مع إهمال مكوناتها، وهذا يبرره أن المكون الكامن لا يمكن دراسته بمعزل عن مكوناته الداخلية وعملياته التي يتألف منها وهذا ما اتفق مع دراسة Leppink (2017).

وتوفر دراسة المكونات الداخلية للعبء المعرفي معلومات أدق عن كيفية حدوث الأداء المعرفي وإمكانية التنبؤ بأدائه التحصيلي مستقبلاً في ضوء تحسن المعالجة المعرفية الناتجة عن خفض العبء المعرفي نتيجة سهولة تكون المخططات المعرفية كما أكد Ivanov et al. (2018).

**ثالثاً: ثبات أدوات قياس لنظرية العبء المعرفي**

يعد شرط العامل العام هو الشرط الأساسي لاستخدام معامل الاتساق الداخلي ألفا كرونباخ وقد تحقق الباحث من وجود العامل العام باستخدام التحليل العاملي التوكيدي للمقياس والمهام. وقد توصلت الدراسة إلى إمكانية تشبع العوامل الثلاث على عامل عام من الرتبة الثانية.

وقُدر ثبات الأدوات بمعامل الفاكرونباخ، ثم حذف المفردات التي تمثل عبء على الاختبار بمعني تسبب انخفاض ثبات البعد. وقد بلغت معاملات الثبات المعيارية التي تم حسابها باستخدام برنامج SPSS القيمة 0.626 للمقياس في حين بلغت قيمة معامل ألفا

http://dx.doi.org/10.29009/ijres.3.2.12

0.591 للمهام. وقد تم اختبار الفروق بين معاملات ألفا كرونباخ عبر قياســات مرتبطة على النحو الذي حدده Feldt (1969, 1980):

جدول (7): مؤشرات المقارنة بين أدوات الدراسة.

| وجه المقارنة | أداءات المهام المعرفية | المقياس النفسي |
|---|---|---|
| عدد المفردات بعد الحذف | $K_2 = 9$ | $K_1 = 11$ |
| معاملات ألفا المعيارية | $\alpha_2 = 591$ | $\alpha_1 = 0.626$ |
| حجم العينة | $N_2 = 76$ | $N_1 = 76$ |
| المتوسط التوافقي | $\overline{K_2} = 7.2$ | $\overline{K_1} = 9.2$ |
| التباين المقدر | 0.050 | 0.523 |

لوحظ من الجدول الســابق أن قيمة التباين الناتج من المقياس 0.523 بينما للمهام 0.050 أي أن قدرة المقياس على إبراز التباين بين الطلاب أعلى من نظيرتها في المهام. كما أن معاملات الثبات المعيارية للمقياس كانت أعلى من نظيرتها في المهام المعرفية. وفيما يلي حسابات الفروق بين معاملات ألفا عبر القياسات المرتبطة:

$$a = N_1 - 1 = 10$$
$$b = (N_1 - 1)(k_1 - 1) = 10 * 75 = 750$$
$$c = (N_2 - 1)(k_2 - 1) = 8 * 75 = 600$$
$$d = N_2 - 1 = 75$$

البارامترات A وB يمكن حسابها على النحو التالي:

$$A = \frac{d}{d-2} * \frac{b}{b-2} = 1.03$$
$$B = \frac{(a+2)d^2}{a(d-2)(d-4)} * \frac{(c+2)b^2}{c(b-2)(b-4)} = 1.32$$

درجات الحرية المعيارية لكلا الاختبارين $v_1$ و $v_2$:

$$v_2 = \frac{2A}{A-1} = 68.7$$
$$v_1 = \frac{2A^2}{2B - AB - A^2} = 9.64$$

http://dx.doi.org/10.29009/ijres.3.2.12

ويمكن حساب نسبة احتمال توزيع العيني للفروق بين ألفا في توزيع F من خلال معادلة:

$$W = \frac{1-\alpha_2}{1-\alpha_1} = 0.763$$

ويحسب معامل الارتباط $\rho$ بين الدرجة الكلية لكلا أداتي القياس موضع المقارنةعلى النحو التالي:

$$\rho = 0.561$$

وبلغ الإحصاء المصحح للفروق بين معاملات ألفا عبر القياسات المتكررة:

$$t = \frac{(\alpha_1 - \alpha_2)(k-2)^{1/2}}{[4(1-\alpha_1)(1-\alpha_2)(1-\rho^2)]^{1/2}} = 0.246$$

وبلغت القيمة التقريبية للتغاير بين معاملات ألفا لأدوات الدراسة القيمة $S_{ij} = 0.01$.

**المناقشة والتعليق**

استخدم الباحث أداءات تعبر عما استخدمه Leppink (2017) في دراسة مهام العبء المعرفي وهي تقديم المهمة وتعقد المهمة ووقت الاستجابة، وهذا يشابه إلى حد كبير ما حدده DeLeeuw & Mayer (2008) في مهام عبء الذاكرة العاملة. وقد طرحت المشكلات في مقرر الاحصاء النفسي الاستدلالي عبارة عن مسائل ومشكلات رياضية غير مألوفة كمقال من جريدة رسمية منشورة بالصحف المصرية اليومية (الجمهورية، الأهرام، القناة، ...إلخ) يصيغ المتعلم عليه اختبارات فروض من متغيرات اشتقها من متغيرات المقال، أو سواء مشكلة منهجية بحثية طرحت عليه في التكليفات التي كلف بها واستعرض المشكلة الموجودة بالبحث والدراسة عن طريق تحويلها إلى أسئلة بحثية واختبار الفروض باستخدام الخطوات الستة.

http://dx.doi.org/10.29009/ijres.3.2.12

وبالتالي فتقديم المهمة كان يتعلق بوصف الجهد العقلي الذي بذله المتعلم في تحويل الشكل المطروح للمشكلة إلى الصورة المألوفة للحل.

علاوة على ذلك لم يلتزم الباحث حرفياً بما نادى به DeLeeuw & Mayer (2008) بأن تكون تدريج الا ستجابة مكون من تسعة نقاط في صياغة مهام العبء المعرفي للذاكرة العاملة وذلك لأن التدريج ذي التسع نقاط الاستجابية في مقاييس ليكرت التي يستجيب عليها المتعلم في أداءات مهام العبء المعرفي تعطي قيم مضللة لمعاملات الارتباط بين المفردات أو الأداءات وبالتالي تعطي معاملات ثبات متحيزة وهذا ما أكدته دراسة Leung (2011). كما ابتعد الباحث عن صياغة تدريج ليكرت الخماسي عن الا ستجابات المحايدة في مقياس التقرير الذاتي وأداءات مهام العبء المعرفي حتى لا تؤثر على تفسير النتائج وتقديرات معالم النموذج عند إجراء التحليل العاملي كما أكد Hale et al. (1991).

أما بالنسبة للثبات في ضوء تحويلات Feldt فقد لوحظ من النتائج أن معامل التغاير المعياري بين أداتي الدراسة (المقياس والمهام) كان 0.014 وهي قيمة متدنية جداً، وهذا يعني عدم وجود تغاير في أداء الطلاب على كافة مفردات المقياس وكذلك المهام أي أنهما متكافئان تقريباً.

علاوة على ذلك اتفقت الدراسة مع نتائج الذي اشار إلى وجود فروق بين المهام والمقاييس النفسية ولكن في حالة تحليل كيفي مع الطلاب الذين عقدت لهم مقابلات. ولكن الباحث حاول الخروج من هذا المأزق وطرح المهام في صورة حل مشكلات وطرح أداءات على الطالب يمكنه تقدير ذاته عليها أثناء حل المشكلة. والمبرر في هذا أن العبء المعرفي يقيس العملية المعرفية والجهد العقلي المبذول في حل م شكلات ريا ضية ولا يهم قياس الناتج النهائي التي تقيسه الدراسات النفسية كما حدد Sweller (2011).

http://dx.doi.org/10.29009/ijres.3.2.12

توصلت الدراسة إلى أن معاملات الثبات المعيارية الناتجة من برنامج SPSS وهي تختلف عن معاملات ألفا كرونباخ الكلاسيكية. و قد بلغت قيم معاملات ألفا المعيار ية 0.626 للمقياس في حين بلغت 0.591 للمهام. وهذا يعني أن قياس الجهد العقلي بالمقياس يبرز التغاير بين أداءات الطلاب على مفردات المقياس عنه في المهام. إلا أن قيمة التغاير في الفروق بين الأداتين متدنية جداً وينصح الباحثون عند الحاجة لقياس السمات المعرفية بأداة واحدة فيفضل المقاييس النفسية لما تتمتع به من ثبات مرتفع إذ تعاني جميع الدرا سات النفسية من تدني في معاملات ثبات المهام المعرفية.

وعند استخدام اختبار الفروق بين معاملات ألفا عبر القياسات المرتبطة بلغت قيمة الفروق المحسوبة (t=0.246) وهي قيمة غير دالة احصائياً، كما بلغ معامل الارتباط بين الدرجة الكلية لأداتي القياس القيمة ($\rho = 0.651; p \leq 0.05$). وهذا يعني أن البناء الكلي للظاهرة النفسية للمقياس والمهام صادقاً؛ إلا أن المقاييس النفسية تتفوق في إبراز السمات المعرفية عن نظيرتها المهام.

ويوصي الباحث مستقبلاً أنه في حالة قياس السمات المعرفية يفضل ا ستخدام المقاييس ذات مفردات التقرير الذاتي إذا كان صناعة القرار التعليمي يعتمد على أداة وحيدة فحسب. وإذا فضل الباحث استخدام المهام المعرفية فيفضل طرح استطلاع رأي مفتوح يمكنه من تحليل العملية المعرفية أو كبديل آخر يقيس الأداء المعرفي من خلال أداءات ا ستخدمها المتعلم في حل المشكلات تعكس السمة المعرفية المقا سة. وهنا يصل الباحث إلى تقديرات مو ضوعية بعيدة عن التحيز في الأخطاء القرارية. أو يمكن للباحث بطريقة ثالثة ا ستخدام مقياس نفسي ومهام معرفية ثم يختبر الباحث فروضه لكلا الأداتين فإذا كان هناك اختلاف في النتائج المتحصل عليها رد الباحث قراره إلى نتائج المقاييس النفسية.

http://dx.doi.org/10.29009/ijres.3.2.12

وتوصي الدرا سة إذا كان الباحث بـ صدد إعداد مهام معرفية لقياس العبء المعرفي فإن عليه طرح مجموعة من حل المشـكلات ويقيم المتعلم في ضـوء أداءات تقيس العملية المعرفية، وليس الناتج المعرفي فإنه يجب أن تكون الأداءات علىٰ تدريج ترتيبي معد في ضـوء مقياس ليكرت لتمكين المتعلم من انتقاء البديل الذي يرىٰ أنه مناسباً لكون الأداء منطبقاً عليه.

http://dx.doi.org/10.29009/ijres.3.2.12

**References:**


- Ashoori, M., & Burns, C. (2013). Team cognitive work analysis: Structure and control tasks. Journal of Cognitive Engineering and Decision Making, 7(2), 123-140.
- Brunken, R., Plass, J. L., & Leutner, D. (2003). Direct measurement of cognitive load in multimedia learning. Educational psychologist, 38(1), 53-61.
- Carroll, J. B. (1974). Psychometric Tests as Cognitive Tasks: A New'Structure of Intellect' (No. ETS-RB-74-16). EDUCATIONAL TESTING SERVICE PRINCETON NJ.
- Chandler, P., & Sweller, J. (1996). Cognitive load while learning to use a computer program. Applied cognitive psychology, 10(2), 151-170.
- DeLeeuw, K. E., & Mayer, R. E. (2008). A comparison of three measures of cognitive load: Evidence for separable measures of intrinsic, extraneous, and germane load. Journal of educational psychology, 100(1), 223.
- Domin, D. S. (1999). A content analysis of general chemistry laboratory manuals for evidence of higher-order cognitive tasks. Journal of Chemical Education, 76(1), 109.
- Feldt, L. S. (1965). The approximate sampling distribution of Kuder-Richardson reliability coefficient twenty. Psychometrika, 30(3), 357-370.
- Feldt, L. S. (1969). A test of the hypothesis that cronbach's alpha or kuder-richardson coefficent twenty is the same for two tests. Psychometrika, 34(3), 363-373.


http://dx.doi.org/10.29009/ijres.3.2.12

- Feldt, L. S. (1980). A test of the hypothesis that Cronbach's alpha reliability coefficient is the same for two tests administered to the same sample. Psychometrika, 45(1), 99-105.
- Feldt, L. S., Woodruff, D. J., & Salih, F. A. (1987). Statistical inference for coefficient alpha. Applied psychological measurement, 11(1), 93-103.
- Ginns, P., & Leppink, J. (2019, February). Special Issue on Cognitive Load Theory: Editorial. Springer: Educational Psychology Review.
- Hale, J. L., Boster, F. J., & Mongeau, P. A. (1991). The validity of choice dilemma response scales. Journal of Communication Reports, 4, 1.
- Hodge, D. R., & Gillespie, D. F. (2007). Phrase completion scales: a better measurement approach than Likert scales?. Journal of Social Service Research, 33(4), 1-12.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cut off criterion for fit indexes in covariance structure: conventional criteria versus new alternatives. Structural Equation Modeling, 6, 1-55.
- Ivanov, O. A., Ivanova, V. V., & Saltan, A. A. (2018). Likert-scale questionnaires as an educational tool in teaching discrete mathematics. International Journal of Mathematical Education in Science and Technology, 49(7), 1110-1118.
- Knaus, K., Murphy, K., Blecking, A., & Holme, T. (2011). A valid and reliable instrument for cognitive complexity rating assignment of chemistry exam items. Journal of Chemical Education, 88(5), 554-560.
- Kolfschoten, G., French, S., & Brazier, F. (2014). A discussion of the cognitive load in collaborative problem-solving. EURO Journal on Decision Processes, 2(3-4), 257-280.


http://dx.doi.org/10.29009/ijres.3.2.12

- Kristof, W. (1964). TESTING DIFFERENCES BETWEEN RELIABILITY COEFFICIENTS 1. British Journal of Statistical Psychology, 17(2), 105-111.
- Lam, T. C., & Stevens, J. J. (1994). Effects of content polarization, item wording, and rating scale width on rating response. Applied Measurement in Education, 7(2), 141-158.
- Leppink, J. (2017). Cognitive load theory: Practical implications and an important challenge. Journal of Taibah University Medical Sciences, 12(5), 385-391.
- Leung, S. O. (2011). A comparison of psychometric properties and normality in 4-, 5-, 6-, and 11-point Likert scales. Journal of Social Service Research, 37(4), 412-421.
- Mandelman, S. D., Barbot, B., & Grigorenko, E. L. (2016). Predicting academic performance and trajectories from a measure of successful intelligence. Learning and Individual Differences, 51, 387-393.
- Morrison, B. B., Dorn, B., & Guzdial, M. (2014, July). Measuring cognitive load in introductory CS: adaptation of an instrument. In Proceedings of the tenth annual conference on International computing education research (pp. 131-138). ACM.
- Naismith, L. M., & Cavalcanti, R. B. (2015). Validity of cognitive load measures in simulation-based training: a systematic review. Academic Medicine, 90(11), S24-S35.
- Naismith, L. M., Cheung, J. J., Ringsted, C., & Cavalcanti, R. B. (2015). Limitations of subjective cognitive load measures in simulation-based procedural training. Medical education, 49(8), 805-814.
- Peterson, R. A. (1994). A meta-analysis of Cronbach's coefficient alpha. Journal of consumer research, 21(2), 381-391.


http://dx.doi.org/10.29009/ijres.3.2.12

- Rhodes, R. E., Hunt-Matheson, D., & Mark, R. (2010). Evaluation of social cognitive scaling response options in the physical activity domain. Measurement in Physical Education and Exercise Science, 14(3), 137-150.
- Romeas, T., Chaumillon, R., Labbe, D., & Faubert, J. (2019). Combining 3D-MOT with motor and perceptual decision-making tasks: conception of a life-sized virtual perceptual-cognitive training paradigm. BioRxiv, 511337.
- Schmeck, A., Opfermann, M., van Gog, T., Paas, F., & Leutner, D. (2015). Measuring cognitive load with subjective rating scales during problem solving: differences between immediate and delayed ratings. Instructional Science, 43(1), 93-114.
- Sweller, J. (2010). Element interactivity and intrinsic, extraneous, and germane cognitive load. Educational psychology review, 22(2), 123-138.
- Sweller, J. (2011). Cognitive load theory. In Psychology of learning and motivation (Vol. 55, pp. 37-76). Academic Press.
- Szulewski, A., Gegenfurtner, A., Howes, D. W., Sivilotti, M. L., & van Merriënboer, J. J. (2017). Measuring physician cognitive load: validity evidence for a physiologic and a psychometric tool. Advances in Health Sciences Education, 22(4), 951-968.
- Tresilian, J. R. (1995). Perceptual and cognitive processes in time-to-contact estimation: Analysis of prediction-motion and relative judgment tasks. Perception & Psychophysics, 57(2), 231-245.
- Van-Gerven, P. W., Paas, F., van Merriënboer, J. J., & Schmidt, H. G. (2006). Modality and variability as factors in training the elderly. Applied Cognitive Psychology: The Official Journal of the


http://dx.doi.org/10.29009/ijres.3.2.12

Society for Applied Research in Memory and Cognition, 20(3), 311-320.

- Wainer, H., & Thissen, D. (1993). Combining multiple-choice and constructed-response test scores: Toward a Marxist theory of test construction. Applied Measurement in Education, 6(2), 103-118.
- Wickens, C. D., Hutchins, S. D., Laux, L., & Sebok, A. (2015). The impact of sleep disruption on complex cognitive tasks: a meta-analysis. Human factors, 57(6), 930-946.
- Woodruff, D. J., & Feldt, L. S. (1986). Tests for equality of several alpha coefficients when their sample estimates are dependent. Psychometrika, 51(3), 393-413.
- Wu, H., & Leung, S. O. (2017). Can Likert scales be treated as interval scales?—A Simulation study. Journal of Social Service Research, 43(4), 527-532.
- Yeigh, T. (2014). Cognitive inhibition and cognitive load: a moderation hypothesis. International Journal for Cross-Disciplinary Subjects in Education, 5(3), 1744.
- Zhang, J., & Norman, D. A. (1994). Representations in distributed cognitive tasks. Cognitive science, 18(1), 87-122.

http://dx.doi.org/10.29009/ijres.3.2.12