معامل الثبات للبيانات الرتبية: دراسة مقارنة بين معامل ألفا ومعامل أوميجا تبعاً لعدد فئات الاستجابة (زوجي-فردي) للمقياس النفسي

إعـــداد

د/ عادل سمير محمد حمدان

مدرس علم النفس التربوي

كلية التربية – جامعة أسيوط

ملخص:

هدفت الدراسة إلى الكشف عن تأثير عدد فئات الاستجابة (زوجي–فردي) للمقياس النفسي على تقدير قيم معاملات الثبات (ألفا وأوميجا) للبيانات الرتبية، واستخدمت الدراسة مقياس اليقظة العقلية، من إعداد (Baer et al., 2006)، وترجمة (عبد الرقيب البحيري وآخرون، ٢٠١٤)، تم تصميم المقياس بعدد فئات استجابة (رباعي وخماسي وسداسي وسباعي)، وتم توزيعه بصوره المختلفة على عينة قوامها (١٩٦٧) من طلبة كلية التربية بجامعة أسيوط. وتوصلت الدراسة إلى عدم وجود فروق دالة إحصائياً بين معاملات الثبات المحسوبة باستخدام معادلتي(ألفا وأوميجا) للبيانات الرتبية تبعا لفئات الاستجابة "زوجي–فردي"، عدم وجود فروق دالة إحصائياً بين قيم معاملات الثبات المحسوبة وفق معادلتي (أوميجا والفا) للبيانات الرتبية وذلك وفق فئتي الاستجابة الزوجية (٤، ٦) وفئتي الاستجابة الفردية (٥، ٧)، الزيادة في عدد فئات التدريج لا يؤثر على قيم معاملات الثبات المحسوبة باستخدام معادلتي (ألفا وأوميجا) للبيانات الرتبية، أن زيادة عدد فئات التدريج لا يؤثر على الفروق بين قيم معاملات الثبات الرتبية والمحسوبة باستخدام معادلة ألفا ومعادلة أوميجا.

كلمات مفتاحية: البيانات الرتبية، معامل الفا، معامل أوميجا، اليقظة العقلية.

Abstract:

The study aimed to reveal the effect of the number of response categories (even, odd) on the reliability coefficients (alpha & omega) for ordinal data. The study used the mental alertness scale (prepared by/Baer et al., 2006, translated by/Abdul Raqib Al-Buhairi et al., 2014). The scale was designed with several response categories (4, 5, 6, 7), and it was distributed on a sample of (1167) students in the Faculty of Education, Assiut University. The study results are there are no statistically significant differences between reliability coefficients calculated using the (alpha & omega) equations for ordinal data according to the response categories "even- odd". There are no statistically significant differences between the values of the reliability coefficients calculated according to the (omega and alpha) equations for ordinal data, according to the response categories (4, 6) and the response categories (5, 7), increasing number of the response categories does not affect the differences between the values of the ordinal reliability coefficients (alpha & omega).

Keywords: ordinal data, alpha coefficient, omega coefficient, Mindfulness.

مقدمة:

أصبح بناء وتطبيق المقاييس السيكومترية من أفضل الممارسات المقبولة عند محاولة قياس الأداء والسلوك البشري. ويلجأ الباحثون إلى استخدام الإجراءات الإحصائية التي تحاول تقييم الثبات كجانب من الخصائص السيكومترية المقاييس التربوية والنفسية، مع اعتماد أنواع معينة من التحليلات بشكل روتيني. وفي السنوات الأخيرة، دعا خبراء القياس النفسي إلى تحسين الأساليب لتقدير ثبات المقاييس النفسية.

ونظرًا لأن القياس في العلوم النفسية والتربوية يتم من خلال استخدام أدوات القياس غير المباشرة، فغالبًا ما يقوم الباحثون بحساب ثبات المقاييس التربوية والنفسية، مما يعني أن الدرجات المستندة إلى العناصر متسقة بشكل معقول، والاستجابات على المقياس قابلة للتكرار، وأن الاستجابات لا تتكون ببساطة من أخطاء عشوائية. بعبارة أخرى، يوفر تحليل الثبات دليلاً على أن المقياس يقيس الشيء نفسه باستمرار (نسرين زارع، ٢٠٢١، ص. ١١١٥).

والنظرية التقليدية في القياس، تبين أن جزءًا من التباين في استجابات المشاركين يرجع إلى اختلاف أساسي حقيقي (ويعبر عنه بالدرجة الحقيقية (T)) في السمة التي يتم قياسها (X). ويعتبر الجزء المتبقي من التغير مكون من أخطاء قياس عشوائية (E). ومن ثم فإنه يمكن التعبير عن الدرجة الملاحظة كما يلي: X = T + E، وبذلك فإن التباين في الدرجة الملاحظة = تباين الدرجة الحقيقية + تباين الخطأ ($\sigma_X^2 = \sigma_E^2 + \sigma_T^2$)، ويعرف الثبات بانه نسبة التباين في الدرجة الحقيقية إلى التباين في الدرجة الملاحظة أي أن الثبات = (σ_T^2/σ_X^2)، وبالتالي فإن أي تغير في خطأ القياس سيؤثر على ثبات المقياس، وهنا يمكن القول بأن خصائص العينة المطبق عليها المقياس تؤثر على تقدير ثباته (Thompson & Vacha-Haase, 2000, p.181).

ويعد معامل ألفا كرونباخ الوسيلة الأكثر شيوعًا لتقييم الاتساق الداخلي في العلوم التربوية والنفسية، حيث أصبح يعتمد عليه بشكل روتيني لتقدير الاتساق الداخلي للمقياس، وقد أشارت نتائج دراسة (Dunn, Baguley, & Brunsden, 2004, p.400) بأن معامل ألفا كرونباخ قد تم الاستشهاد به حوالي ١٧٦٠٨ مرة منذ نشره الأصلي. ومع ذلك، كما ذكر كرونباخ نفسه، "لا تشير

الاقتباسات العديدة إلى ورقتي بأي حال من الأحوال إلى أن الشخص الذي استشهد بها قد قرأها، ولا يُظهر حتى أنه اطلع عليها" (Cronbach & Shavelson, 2004, p. 392).

وتقوم معادلة ألفا كرونباخ على مجموعة من الافتراضات وهي: (أ) أن يكون المقياس أحادي البعد، (ب) أن تكون درجات فقرات المقياس من نوع البيانات المستمرة ويتوافر بها التوزيع الطبيعي، (ج) تكافؤ تاو الأساسي essential tau equivalence، (د) أن تكون أخطاء القياس غير مرتبطة ببعضها البعض (Peters, 2014, p. 59).

وإذا تم انتهاك الافتراضات التي تقوم عليها معادلة ألفا كرونباخ، فقد تزيد قيمة معامل الثبات أو تقل عن تقدير ثبات مجتمع الدراسة (McNeish, 2018, p. 415). ولسوء الحظ، غالبًا ما يتم تجاهل افتراضات النموذج أو عدم معرفتها من قبل مستخدمي معادلة ألفا كرونباخ (McNeish, 2018, p. 413)، علاوة على ذلك، فإن هذه الافتراضات غير واقعية لبيانات المقاييس التربوية والنفسي ومن المحتمل انتهاكها حيث إنه من الصعب تحقيقها (Cho & Kim, 2015, p. 208).

ويذكر (McNeish, 2018, p. 419) أن قيمة معامل الثبات ألفا كرونباخ تعبر عن مربع معامل قيمة الارتباط بين الدرجة الملاحظة والدرجة الحقيقية، والتي تعني نسبة التباين في الدرجة الملاحظة الذي تفسره الدرجة الحقيقة، وبالتالي فإن قيمة الجذر التربيعي لمعامل ألفا كرونباخ ($\sqrt{\alpha}$) تعبر عن قيمة الارتباط بين الدرجة الحقيقية والدرجة الملاحظة، ويتم حساب معامل ألفا كرونباخ باستخدام المعادلة التالية:

$$\alpha = \frac{k}{k-1}\left(\frac{\sum_{i=1}^{k} V(X_i)}{V(O)}\right) \qquad \ldots\ldots\ldots\ldots (1)$$

حيث إن: k عدد الفقرات، $V(X_i)$ تباين الفقرة، $V(O)$ تباين الاختبار.

وبشكل عام، يتضمن حساب معامل ألفا مصفوفة معاملات الارتباطات أو التغايرات بين جميع فقرات المقياس، حيث يمكن حساب معامل ألفا كرونباخ اعتمادا على مصفوفة معاملات الارتباط بين الفقرات وبعضها البعض باستخدام المعادلة التالية:

$$\alpha = \frac{n \times \bar{r}}{1 + (n-1) \times \bar{r}} \qquad \ldots\ldots\ldots\ldots (2)$$

حيث إن: n عدد فقرات الاختبار، $\bar{r}$ متوسط معاملات الارتباط بين الفقرات وبعضها البعض.

وبالنسبة لمعامل ألفا كرونباخ، فإنه يتم استخدام مصفوفة معاملات الارتباط باستخدام معامل بيرسون بشكل روتيني؛ على سبيل المثال، كإعداد افتراضي في البرامج الإحصائية، مثل SPSS وSAS. من الافتراضات المهمة لاستخدام معامل ارتباط بيرسون أن البيانات مستمرة، وفي حالة انتهاك هذا الافتراض، يمكن تشويه مصفوفة معاملات الارتباط لبيرسون بشكل كبير (Flora & Curran, 2004, p. 468). وفي العلوم التربوية والنفسية فإنه من الشائع جدًا استخدام مقاييس تتبع تدريج ليكرت، والبيانات الناشئة عن هذه المقاييس ليست مستمرة، ولكنها ترتيبية؛ ومع ذلك، غالبًا ما يتم التعامل معها كما لو كانت بيانات مستمرة (Gadermann, Guhn, & Zumbo, 2012, p. 8).

وقد أشار(Kiwanuka, Kopra, Sak-Dankosky, Nanyonga, & Kvist, 2022, p. 470) إلى أنه يجب حساب مصفوفة معاملات الارتباط متعدد الأقسام Polychoric Correlation في حالة ما إذا كانت البيانات رتبية، ومعامل ألفا الرتبي Ordinal alpha يكافئ من الناحية المفاهيمية معامل ألفا كرونباخ، ويتمثل الاختلاف الكبير بين الاثنين في أن ألفا الرتبي يعتمد على مصفوفة الارتباط متعدد الاقسام، بدلاً من استخدام مصفوفة الارتباط لبيرسون، وبالتالي يتم تقدير الثبات باستخدام معامل ألفا الرتبي بشكل أكثر دقة للبيانات الرتبية (Gadermann et al., 2012, p. 9). وقد اوضح (Xiao & Hau, 2023a) في دراستهما أن معامل ألفا الرتبي لا يتأثر بتوزيع البيانات (طبيعي-ملتوي)، كما أوصت هذه الدراسة أنه من الأفضل ألا يقل عدد فئات الاستجابة عن أربع فئات، ومن ناحية أخرى فقط أكد (Raykov & Marcoulides, 2015, p. 147) أن شرط تساوي قيم تشبعات الفقرات على العامل الخاص بها من الصعب تحقيقه، لذا أنه يجب أن يتراوح الفرق بين تشبعات الفقرات على العامل الخاص بها بين -٠.٢ إلى ٠.٢، كما يجب أن يكون متوسط قيم تشبعات فقرات المقياس اكبر من ٠.٧، حتى لا يؤثر افتراض تكافؤ تاو على قيم معاملات الثبات.

ويعد معامل أوميجا للثبات والذي وضعه (McDonald, 1999) بديل منافس لمعامل ألفا كرونباخ، ويطلق عليه أحيانا اسم معامل ماكدونالد أوميجا للثبات McDonald's omega (ω)، ويتم حساب معامل أوميجا (ω) اعتمادا على نتائج التحليل العاملي التوكيدي، ومن مميزات معادلة أوميجا أنها لا تتطلب تكافؤ تاو الأساسي (أحادية البعد Undimensionality، تساوي تباين الفقرات Equal Variances، تساوي التغاير بين الفقرات Equal Covariances) للتأكد من دقة الثبات (Edwards, Joyner, & Schatschneider, 2021, p. 1090)؛ كما يمكن حسابها باستخدام نموذج متماثل حيث تكون أوزان القياس Measurement Weights للفقرات على العوامل وتباينات الخطأ غير متساوية كما هو الحال بالنسبة للعديد من مقاييس التربوية والنفسية. ويتم حسابه على أنه ثبات مركب (بنائي) Composite Reliability يعكس التباين الحقيقي مقسوماً على إجمالي التباين الملحوظ في مقياس أحادي البعد (Dunn Baguley, & Brunsden, 2014, p. 405). وقدم McDonald (1999, p. 119) معادلة لحساب معامل أوميجا على النحو التالي:

$$\omega = \frac{\sum(\lambda_i)^2}{\sum(\lambda_i)^2 + \sum \delta_{ii}} \quad \ldots\ldots\ldots (3)$$

حيث إن: λ_i القيم المعيارية لتشبع الفقرات، δ_{ii} تباين خطأ القياس للفقرة.

وفي حالة وجود ارتباط بين أخطاء القياس للفقرات وبعضها البعض يتم حساب معامل أوميجا باستخدام المعادلة التالية:

$$\omega = \frac{\sum(\lambda_i)^2}{\sum(\lambda_i)^2 + \sum \delta_{ii} + 2\sum \delta_{ij}} \quad \ldots\ldots\ldots (4)$$

حيث إن: λ_i القيم المعيارية لتشبع الفقرات، δ_{ii} تباين خطأ القياس للفقرة، δ_{ij} الارتباط بين أخطاء القياس (Ravinder & Saraswathi, 2020, p. 2945).

وبشكل عام، يمكن تلخيص المزايا الرئيسية لمعامل أوميجا على النحو التالي: يقوم معامل أوميجا على افتراضات أقل وأكثر واقعية من معامل ألفا. كما أن المشاكل المرتبطة بالتضخم او التخفيض لتقدير الاتساق الداخلي أقل احتمالا بكثير مقارنة بمعامل ألفا كرونباخ، ومن المرجح أن

يعكس استخدام "أوميجا إذا تم حذف الفقرة" في عينة لتقديرات المجتمع الحقيقية للثبات من خلال حذف الفقرة من المقياس (Dunn et al., 2014, p. 407). وتميل تقديرات الثبات أوميجا إلى إنتاج معاملات ثبات أكثر دقة عند مقارنتها بمعاملات الثبات ألفا كرونباخ (Dunn et al., 2014; McNeish, 2018)، كما أشار (Hayes & Coutts, 2020, p. 327) إلى أنه في حالة عدم تحقق افتراضات معامل ألفا كرونباخ فإنه من المفضل استخدام معادلة أوميجا لحساب الثبات.

وقد أشار (McDonald, 1999, p. 91) إلى أنه في حالة تحقق الافتراضات التي تقوم عليها معادلة ألفا كرونباخ فإن قيمتها تقترب كثيراً من قيمة معامل الثبات أوميجا. وأوضح (Bardhoshi & Erford, 2017, p. 291) أنه لا مانع من استخدام معادلة ألفا جنباً إلى جنب مع استخدام معادلة أوميجا للبيانات الرتبية لحساب ثبات المقاييس التي تتبع تدريج ليكرت وذلك في حالة تحقق الافتراضات التي تقوم عليها معادلة ألفا للبيانات الرتبية خاصة وان افتراضات معامل ألفا الرتبي أكثر واقعية ويمكن تحقيقها مقارنة بالافتراضات التي تقوم عليها معادلة ألفا كرونباخ. حيث إن استخدام معادلة ألفا كرونباخ تفيد في المقارنة بين ثبات المقياس في الدراسات المختلفة نظراً لأنها مستخدمة في العديد من الدراسات السابقة، هذا من ناحية ومن ناحية أخرى فإنه في حالة تحقق افتراضات ألفا كرونباخ فإن قيمتها تقترب بشكل كبير من قيمة معامل أوميجا.

مشكلة الدراسة:

أكدت العديد من الدراسات على ضرورة استخدام معامل ألفا الرتبي مع البيانات الرتبية لأن تقديره يقترب من القيمة الحقيقية للثبات، كما تبين أنه لا يتأثر بانحراف توزيع البيانات عن التوزيع الطبيعي وذلك عكس معامل (ألفا كرونباخ) الذي يسيء تقدير قيمة الثبات كلما ابتعدت البيانات عن التوزيع الطبيعي (Liu, & Zumbo, 2007; Bentler, 2009; Green, & Yang, 2009, Gadermann, Guhn, & Zumbo, 2012; Bonanomi, Cantaluppi, Nai Ruscone, & Osmetti, 2015).

وقد أجري كل من (Malkewitz, Schwall, Meesters, & Hardt, 2023) دراسة محاكاة للمقارنة بين تقدير الثبات باستخدام معادلة ألفا ومعادلة أوميجا للبيانات الرتبية وذلك وفق حجم العينة، وطول المقياس، والبيانات المفقودة، ومعاملات الارتباط بين الفقرات وبعضها البعض،

وقد بينت النتائج وجود تقارب كبير بين قيم معاملات الثبات ألفا وأوميجا. كما بينت دراسة (Xiao & Hau, 2023b) أن قيم معاملات الثبات ألفا كرونباخ ومعادلة أوميجا لا تتأثر بطول المقياس، في حين وجد أن معاملات الثبات (ألفا وأوميجا) تتأثر بحجم العينة الا أن معامل ألفا كرونباخ أكثر تأثراً بحجم العينة من معامل أوميجا. وفي دراسة أجراها (محمد محمد، ٢٠٢٢) بينت أن حجم العينة لا يؤثر على قيم معاملات الثبات ألفا وثيتا وأوميجا للبيانات الرتبية، وأوصت الدراسة باستخدام معامل ألفا وثيتا وأوميجا للبيانات الرتبية لحساب الثبات.

وبينت دراسة (Hayes & Coutts, 2020) أنه من الافضل استخدام معادلة أوميجا لحساب الثبات مقارنة بمعادلة ألفا كرونباخ، كما بينت نتائج هذه الدراسة أن قيم معاملات الثبات أوميجا أكبر قليلاً من قيم معاملات الثبات ألفا كرونباخ. ومن ناحية أخرى فقد بينت دراسة المحاكاة التي اجراها (Zhang & Yuan, 2016) وجود تقارب كبير جدا بين قيم معاملات الثبات وفق معادلة ألفا كرونباخ ومعادلة أوميجا بغض النظر عن نوع التوزيع (اعتدالي، ملتو) وشرط تكافؤ تاو (متحقق او غير متحقق).

وأظهرت دراسة (Gadermann, Guhn, & Zumbo, 2012) أن معامل ألفا كرونباخ للبيانات الرتبية يعطي نتائج أكثر دقة في حالة ما إذا كانت الفقرات تتبع تدريج ليكرت، كما أشارت الدراسة إلى أن قيم معاملا ألفا كرونباخ للبيانات الرتبية اعلى من قيم معاملات ألفا كرونباخ للبيانات المستمرة. كما أشارت دراسة (Silvia & Osmetti, 2012) إلى أنه من الأفضل حساب معامل ألفا للبيانات الرتبية بدلاً من حساب معامل ألفا كرونباخ وذلك في حالة ما إذا كانت فقرات المقياس تتبع تدريج ليكرت. ومن ناحية أخرى فقد أشارت دراسة (Chalmers, 2018) إلى أن معامل ألفا للبيانات الرتبية يكون أكثر دقة من معامل ألفا كرونباخ في التعرف على تأثير زيادة عدد فئات الاستجابة على قيمة معامل الثبات.

في حين بينت نتائج دراسة (محمد عبد السميع، ٢٠١٧) أن دقة قيم معاملي ألفا كرونباخ وأوميجا تزداد بزيادة عدد فئات الاستجابة، كما بينت نتائج هذه الدراسة أن معامل أوميجا أدى إلى تقدير أدق لقيم معامل ثبات الدرجات مقارنة بمعامل ألفا، وقد اعتمدت هذه الدراسة على حساب قيم معاملات الثبات باستخدام معادلة ألفا كرونباخ ومعادلة أوميجا للبيانات المستمرة. وبينت دراسة

(العضايلة، ٢٠١٨) أن معامل الثبات ألفا كرونباخ في حالة تدريج ليكرت الخماسي تكون قيمته أعلى من تدريج ليكرت الرباعي. وأكدت دراسة (حسين العكام، ١٩٩٥) على أنه في حالة عدد فئات الاستجابة الخماسي فإن معامل الثبات ألفا كرونباخ تكون قيمته اعلى مقارنة بالتدريج الثلاثي، والرباعي، والسداسي، والسباعي.

كما أشارت دراسة (Espinoza & Novoa-Munoz, 2018) إلى أن معامل ألفا الرتبي يتميز عن معامل ألفا كرونباخ في أنه لا يتأثر كثيرا بانتهاك الافتراضات الأساسية لمعامل ألفا كرونباخ، خاصة افتراض تساوي تباين الفقرات وكذلك تساوي التغايرات بينها، ومن ناحية أخرى فقد أشار (Kalkbrenner, 2021) إلى أنه يجب استخدام معامل أوميجا للبيانات الرتبية في حالة ما إذا كانت قيم تشبعات الفقرات على العوامل اقل من ٠.٧، وفي حالة ما إذا كان عدد فئات الاستجابة اقل من خمس فئات.

وقد أشار (Chang, 1994) في دراسته إلى أن تدريج ليكرت الرباعي والسداسي يعطيان نتائج متقاربة لمعاملات الثبات. في حين أظهرت دراسة (Weng, 2004)، ودراسة (محمد حسين، ٢٠٠٧)، ودراسة (Lozano, García-Cueto, & Muñiz, 2008) وجود تأثير إيجابي لعدد فئات تدريج ليكرت على قيم معاملات الثبات (ألفا كرونباخ). وقد أشار (Qasem, Almoshigah, & Gupta, 2014) أيضاً في دراسته إلى أن تدريج ليكرت الخماسي يعطي أعلى قيمة لمعامل الثبات (ألفا كرونباخ) مقارنة بالتدريج الثنائي والثلاثي. كم اكدت دراسة (Ilhan & Güler, 2017) أن تدريج ليكرت الخماسي يعطي ثبات اعلى مقارنة بالتدريج الثلاثي والسباعي.

وبينت دراسة (Alan & Kabasakal, 2020) أن تدريج ليكرت الرباعي يعطي قيمة معامل ثبات (ألفا كرونباخ) أعلى من التدريج الثنائي والثلاثي. أما دراسة (Maydeu-Olivares, Kramp, García-Forero, Gallardo-Pujol, & Coffman, 2009) فقد بينت أن التدريج الخماسي يعطي قيمة للثبات (ألفا وأوميجا للبيانات الرتبية) اعلى مقارنة بالتدريج الثنائي والثلاثي. أما دراسة (محسوب الضوي، ٢٠١١) فقت أظهرت أن قيم معامل ألفا لفئات الاستجابة الفردية كانت أعلى من قيم معاملات الثبات لفئات الاستجابة الزوجية. وفي المقابل بينت دراسة (Brown,

Wilding, & Coulter, 1991) ودراسة (Leung, 2011) ودراسة (Qasem, Almoshigah, & Gupta, 2014) أن ثبات أداة القياس مستقل عن عدد فئات الاستجابة.

وقد أشار (Pimentel, 2010; Chakrabartty, 2014, Menold & Bogner, 2016) بأن معظم الباحثين يفضلون استخدام عدد فئات استجابة فردي (٥ او ٧ فئات) وذلك من أجل منع المستجيبين الذين لديهم رأي معتدل أو محايد من الاضطرار إلى استخدام فئة بديلة، وبالتالي تشويه البيانات بشكل منهجي. في حين أوضح (Chyung, Roberts, Swanson, & Hankinson, 2017) أنه لا يوجد اتفاق بين الباحثين في أفضلية استخدام العدد الفردي او الزوجي لفئات الاستجابة.

وأكدت بعض الدراسات عدم وجود فروق بين قيم معاملات الثبات (ألفا كرونباخ) للعدد الفردي والعدد الزوجي لفئات الاستجابة وفق تدريج ليكرت (Wong, Chuen, & Fung, 1993; Simms, Zelazny, Williams, & Bernstein, 2019). في حين أظهرت دراسة (Adelson & McCoach, 2010) أن عدد فئات الاستجابة الفردي (٥ فئات) يعطي نتائج أفضل من عدد فئات الاستجابة الزوجي (٤ فئات)، وذلك من حيث تأثيرها على الصدق البنائي للمقياس. وفي المقابل بينت نتائج دراسة (Weems & Onwuegbuzie, 2001) أن عدد فئات الاستجابة الزوجي (٤ فئات) يعطي ثبات اعلى قليلاً من عدد فئات الاستجابة الفردي (٥ فئات). وبينت دراسة (Chomeya, 2010) أن عدد فئات الاستجابة الزوجي (٦ فئات) يعطي ثبات (ألفا كرونباخ) اعلى من عدد فئات الاستجابة الفردي (٥ فئات). واوصت دراسة (Trevelyan & Robinson, 2015) بضرورة استخدام عدد فئات تدريج زوجي أفضل من استخدام عدد فئات تدريج فردي، ويجب لا يقل عدد فئات الاستجابة عن أربع فئات، في حين أوصت دراسة (Kulas, Stachowski, & Haynes, 2008) باستخدام عدد فئات استجابة فردي، كما بينت هذه الدراسة أن ثبات المقياس لا يتأثر بعدد فئات الاستجابة (زوجي–فردي). أما دراسة (Yang, 2011) فقد بينت وجود تحسن طفيف في نتائج التحليل العاملي التوكيدي والاتساق الداخلي تبعاً لعدد فئات التدريج الزوجي (٤ و٦ فئات) وعدد فئات التدريج الفردي (٥ و٧ فئات).

مما سبق يتبين أن غالبية الدراسات التي تناولت تأثير عدد فئات الاستجابة على قيم معاملات الثبات اقتصرت فقط على استخدام معاملات الثبات التي لا تتناسب مع البيانات الرتبية، ومن هذه الدراسات دراسة (محمد عبد السميع، ٢٠١٧)، ودراسة (Hayes & Coutts, 2020)، هذا من ناحية، ومن ناحية ثانية لم يجد الباحث اتفاق بين الدراسات حول ما اذا كان هناك تأثير لعدد الفئات الزوجي والفردي لفئات الاستجابة على تقدير ثبات أداة القياس، ومن ناحية ثالثة لم يجد الباحث دراسة تناولت تأثير عدد فئات الاستجابة على قيم معاملات الثبات للبيانات الرتبية باستخدام معادلة ألفا ومعادلة أوميجا، لذا تتمثل مشكلة الدراسة في محاولة الإجابة عن السؤال الرئيس التالي:

ما تأثير عدد فئات الاستجابة (زوجي–فردي) على تقدير قيم معاملات الثبات للبيانات الرتبية باستخدام معادلة ألفا كرونباخ ومعادلة أوميجا؟

ويتفرع من هذا السؤال الأسئلة الفرعية التالية:

١) ما تأثير عدد فئات تدريج ليكرت (زوجي ٤، ٦ – فردي ٥، ٧) على قيم معاملات الثبات الرتبية المحسوبة باستخدام معادلة الفا؟

٢) ما تأثير عدد فئات تدريج ليكرت (زوجي ٤، ٦ – فردي ٥، ٧) على قيم معاملات الثبات الرتبية المحسوبة باستخدام معادلة أوميجا؟

٣) ما الفروق بين قيم معاملات الثبات للبينات الرتبية المحسوبة باستخدام معادلة ألفا ومعادلة أوميجا تبعاً لعدد فئات الاستجابة (زوجي ٤، ٦ – فردي ٥، ٧)؟

أهدف الدراسة:

تهدف الدراسة الحالية إلى: أ) الكشف عن تأثير عدد فئات الاستجابة (زوجي ٤، ٦ – فردي ٥، ٧) على قيم معاملات الثبات للبيانات الرتبية باستخدام معادلة ألفا ومعادلة أوميجا، ب) الكشف عن الفروق بين قيم معاملات الثبات للبيانات الرتبية باستخدام معادلة ألفا ومعادلة أوميجا تبعاً لعدد فئات الاستجابة (زوجي ٤، ٦ – فردي ٥، ٧).

أهمية الدراسة:

١) تقييم معامل ألفا ومعامل أوميجا للبيانات الرتبية باعتبارهما من أهم طرق تقدير معامل ثبات أدوات القياس وذلك بفحص تأثير عدد فئات الاستجابة (زوجي، فردي).

٢) ايضاً تفيد الدراسة الحالية في تقديم خلفية نظرية عن معامل ألفا ومعامل أوميجا للبيانات الرتبية، والتي تفيد الباحثين الراغبين في تقدير الثبات لأدوات القياس التي تتبع تدريج ليكرت.

٣) الدراسات التي تناولت حساب معاملات الثبات للبيانات الرتبية عددها قليل خاصة في البيئة العربية، حيث تعد الدراسة الحالية من الدراسات القليلة التي جمعت بين فئات الاستجابة (زوجي–فردي) ومعاملي الثبات ألفا وأوميجا للبيانات الرتبية.

٤) قد تفيد نتائج الدراسة الحالية في توجيه الباحثين في مجال العلوم النفسية والتربوية حول اختيار المعادلة المناسبة (ألفا وأوميجا) لحساب معامل الثبات للمقاييس التي تتبع تدريج ليكرت.

مصطلحات الدراسة:

- **عدد فئات الاستجابة:** الاستجابات التي يعبر عنها المستجيب على الفقرة، والتي تتدرج من الموافقة بشدة، وحتى عدم الموافق بشدة، وذلك حسب التدريج المستخدم (ثلاثي، رباعي، خماسي، سداسي، سباعي، .... الخ)، وفي الدراسة الحالية اعتمد الباحث على فئات التدريج (٤، ٥، ٦، ٧).
- **معامل الثبات:** قيمة تعبر عن مدى دقة المقياس في قياس السمة التي وضع لقياسها، ويعبر عن الثبات بنسبة التباين في الدرجة الحقيقية إلى التباين في الدرجة الملاحظة على المقياس.
- **البيانات الرتبية:** هي بيانات تأخذ فيها المتغيرات صفة الترتيب الطبيعي، حيث إن البيانات تنقسم إلى فئات وكل فئة تعبر عن رتبة معينة، وهذا النوع من البيانات يعد من البيانات المتقطعة.
- **اليقظة العقلية Mindfulness:** تركيز الانتباه عن قصد في اللحظة الحاضرة، ودون إصدار أحكام على الخبرات أو الانفعالات أو الأفكار، والوعي بالطريقة التي يوجه بها الفرد انتباهه

بحيث تجعله يتخلص من مركزية الأفكار، ويفهمها على أنها أحداث عقلية مؤقتة، وليست تمثيلا للواقع، وهذا يؤدى إلى استبصاره بالموقف. (Allen, Blashki, & Gullone, 2006). وتتكون اليقظة العقلية من خمس مكونات هي: ١) الملاحظة Observations: وتشير إلى الانتباه بتركيز للخبرات الداخلية والخارجية (مثل: الإحساسات، المعارف، الانفعالات، الأصوات، الأشكال، الروائح)، ٢) الوصف Description: ويعني التعبير بشكل لفظي عن الخبرات الداخلية، ٣) التصرف بوعي Act with awareness: ويشير إلى التعامل بوعي مركز مع الحاضر، ٤) عدم التحكم Non Judgment: عدم إصدار أحكام تقييمية على الأفكار والمشاعر الداخلية أو الخبرات الخارجية، ٥) عدم التفاعل Non-reactive: ويشير إلى متابعة الأفكار والتصورات والمشاعر التي تأتي وتعود دون تفاعل معها أو الابتعاد عنها (Baer et al., 2006).

حدود الدراسة:

اقتصرت الدراسة الحالية على ما يلي: طلبة جامعة أسيوط بكلية التربية، استخدام عدد فئات استجابة (٤، ٥، ٦، ٧) فئات، تطبيق أداة الدراسة (مقياس اليقظة العقلية) خلال الفصل الدراسي الأول للعام الجامعي (٢٠٢٢-٢٠٢٣م).

إجراءات الدراسة:

منهج الدراسة:

اعتمدت الدراسة الحالية على استخدام المنهج الوصفي التحليلي نظراً لمناسبته لطبيعة الدراسة وأهدافها.

مجتمع وعينة الدراسة:

يضم مجتمع الدراسة جميع طلبة كلية التربية بجامعة أسيوط للعام الدراسي (٢٠٢٢-٢٠٢٣م)، حيث بلغ اجمالي عدد الطلبة (٦٠٨٧) طالب بالفرق الدراسية المختلفة، وقد بلغ عدد

المشاركين في الدراسة (١٩٦٧) طالب بنسبة مئوية قدرها (٣٢.٣١%) من مجتمع الدراسة، وقد تم اختيار عينة الدراسة بالطريقة الطبقية العشوائية حيث تم مراعاة تمثيل نسبة الطلاب في الفرق الدراسية المختلفة كما هي ممثلة في المجتمع الأصلي، وتوزعت العينة وفق عدد فئات الاستجابة لمقياس اليقظة العقلية كما يلي: التدريج الرباعي = ٥٠٨ طالب، التدريج الخماسي = ٤٨٩ طالب، التدريج السداسي = ٤٧٣ طالب، التدريج السباعي = ٤٩٧ طالب. ووفقاً لما ذكره (Moshagen & Much, 2014) فإن حجم العينة المناسب لإجراء التحليل العاملي التوكيدي (حيث إنه تم اجراء التحليل العاملي التوكيدي تمهيداً لحساب قيم معاملات الثبات أوميجا) يجب الا يقل عن عشرة اضعاف عدد فقرات المقياس، لذا فقد روعي هذا الشرط عند توزيع عينة الدراسة الحالية وفق فئات الاستجابة. وقد تم تطبيق البحث الحالي على عينة من طلبة الجامعة نظراً لأن الطلبة في هذه المرحلة يمكنهم بدقة تحديد استجاباتهم على المقاييس التي تتبع تدريجات عددها يزيد عن ٥ فئات استجابة، في حين قد يجد طلبة المراحل التعليمية الأخرى صعوبة في ذلك. وحتى يستطيع الباحث الخروج بنتائج دقيقة للدراسة الحالية فإنه يحتاج إلى دقة في استجابات الافراد على أداة الدراسة. ومن ناحية اخرى تعد دراسة اليقظة العقلية لدى طلبة الجامعة من الأهمية بمكان؛ نظراً لأنهم أكثر استهدافاً من غيرهم لضغوط تتعدد مصادرها سواء أكانت اجتماعية، أم أسرية أم، مادية أم شخصية أم صحية أم الفعالية، أم أكاديمية، وذلك يؤثر على تركيزهم، وانتباههم، وإنجازهم الأكاديمي، وسعادتهم النفسية بشكل عام، وبالتالي فهم يحتاجون إلى مهارات اليقظة العقلية في ظل كثير من العوامل المشتتة للانتباه.

أداة الدراسة:

اعتمدت الدراسة الحالية على مقياس اليقظة العقلية (إعداد/ Baer et al., 2006) والذي قام بترجمته وتقنينه عبد الرقيب البحيري وآخرون (٢٠١٤)، ويتألف المقياس من ٣٩ فقرة تتوزع على خمسة ابعاد هي: الملاحظة (وفقراته: ١، ٦، ١١، ١٥، ٢٠، ٢٦، ٣١، ٣٦)، الوصف (وفقراته: ٢، ٧، ١٢، ١٦، ٢٢، ٢٧، ٣٢، ٣٧)، التصرف بوعي (وفقراته: ٥، ٨، ١٣، ١٨، ٢٣، ٢٨، ٣٤، ٣٨)، عدم الحكم على الخبرات الداخلية (وفقراته: ٣، ١٠، ١٤، ١٧، ٢٥، ٣٠، ٣٥، ٣٩)، وعدم التفاعل مع الخبرات الداخلية (وفقراته: ٤، ٩، ١٩، ٢١، ٢٤، ٢٩، ٣٣). وتتبع فقرات

المقياس تدريج ليكرت خماسي الاستجابة (تنطبق تماماً–لا تنطبق تماماً) وتحصل على الدرجات (٥، ٤، ٣، ٢، ١) لكل إجابة على الترتيب عدا العبارات السلبية (٣، ٥، ٨، ١٠، ١٢، ١٣، ١٤، ١٦، ١٧، ١٨، ٢٢، ٢٣، ٢٥، ٢٨، ٣٠، ٣٤، ٣٥، ٣٨، ٣٩) يتم عكس الدرجات فيهم. ولقد استخدم البحيري واخرون (٢٠١٤) التحليل العاملي التوكيدي للتأكد من خصائصه السيكومترية. وتم حساب معاملات الثبات باستخدام معادلة ألفا كرونباخ والتجزئة النصفية. وفي الدراسة الحالية تم تصميم المقياس في اربعة صور تختلف فقط في عدد البدائل مع الاحتفاظ بمحتوى أو مضمون العبارة دون تغيير، وذلك كالآتي: –

- الصورة (٤ فئات): تنطبق تماماً، تنطبق، لا تنطبق، لا تنطبق تماماً.
- الصورة (٥ فئات): تنطبق تماماً، تنطبق، غير متأكد، لا تنطبق، لا تنطبق تماماً.
- الصورة الثالثة (٦ فئات): تنطبق بدرجة كبيرة جداً، تنطبق بدرجة كبيرة، تنطبق، لا تنطبق، لا تنطبق بدرجة كبيرة، لا تنطبق بدرجة كبيرة جداً.
- الصورة الرابعة (٧ فئات): تنطبق بدرجة كبيرة جداً، تنطبق بدرجة كبيرة، تنطبق، تنطبق بدرجة متوسطة، لا تنطبق، لا تنطبق بدرجة كبيرة، لا تنطبق بدرجة كبيرة جداً.

ويرجع استخدام هذا المقياس في الدراسة الحالية إلى أنه من أكثر مقاييس اليقظة العقلية استخداماً في الدراسات العربية التي تناولت متغير اليقظة العقلية لدى طلبة الجامعة، ومن الدراسات العربية التي استخدمت هذا المقياس (طارق أحمد، وإيمان فواز، ٢٠١٨؛ أشرف عبد اللطيف، ٢٠١٩؛ أحمد رمضان، ٢٠٢١؛ محمد شلبي، آمال باظة، ومروة حسن، ٢٠٢١؛ شيرين دسوقي، إيمان قاسم، وسارة الرفاعي، ٢٠٢١؛ عبد الوهاب أنديجاني، ٢٠٢٢؛ أيمن واصف، ٢٠٢٢)، كما أن المقياس في صورته الأصلية (Baer et al., 2006) مستخدم في العديد من الدراسات الأجنبية منها على سبيل المثل: (Lopez, Caffò, Tinella, Di Masi, & Bosco, 2021; Jewell, 2022; Schaaij, 2022; Chiorri, Soraci, & Ferrari, 2023; Wang, Pan, Yu, & Song, 2023). أيضاً تعد اليقظة العقلية من المتغيرات النفسية المهمة التي تسهم في تزويد المتعلم بطرق اثراء التعلم، والتعلم العميق، والتي تساعده في إنجاز المهام الشخصية والأكاديمية (Howell, Dopko, Passmore, & Buro, 2012). كما أن اليقظة العقلية تساعد الطلاب في

إدراك واقعهم وفهم أنفسهم بشكل أوضح، وكذلك تعزيز السلوك التوافقي لهم على المستوى النفسي والاجتماعي والأكاديمي (Albrecht, Albrecht, & Cohen, 2012, p.6).

تحليل بيانات الدراسة:

لحساب معامل الثبات ألفا وأوميجا للبيانات الرتبية اعتمد الباحث على استخدام الحزمة الإحصائية R Package v.4.2.3، حيث تم حساب معامل ألفا الرتبي اعتماداً على مصفوفة معاملات الارتباط باستخدام معامل الارتباط "بوليكوريك" (Polychoric Correlation)، وذلك اعتمادا على Psych R Package (Revelle & Revelle, 2015) كما تم الاعتماد على طريقة المربعات الصغرى الموزونة قطرياً لإجراء التحليل العاملي التوكيدي تمهيداً لحساب الثبات باستخدام معادلة أوميجا حيث تم استخدام Lavaan R Package (Rosseel, 2012) & MBESS R Package (Kelley, Kelley, & Imports, 2018). وتم تقييم مطابقة نماذج التحليل العاملي التوكيدي لفئات التدريج المختلفة بالاعتماد على المؤشرات التالية: كاي تربيع/ درجات الحرية < ٣ ، مؤشر المطابقة المعياري Normed fit index (NFI≥ 0.95)، مؤشر المطابقة المقارن Comparative Fit Index (CFI≥ 0.95)، مؤشر المطابقة المتزايد Incremental Fit Index (IFI≥ 0.95)، مؤشر حسن المطابقة Goodness of Fit Index (GFI≥ 0.95)، مؤشر توكر لويس Tucker–Lewis index (TLI≥ 0.95)، مؤشر جذر متوسط الخطأ التقاربي Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA< 0.08) (Doğan & Özdamar, 2017). كما اعتمد الباحث على استخدام الاحصائي كاي تربيع للتحقق من دلالة الفروق بين قيم معاملات الثبات تبعاً لفئات الاستجابة (٤، ٥، ٦، ٧)، وقد بين (Diedenhofen & Much, 2016) طريقة استخدام برنامج R Package v.4.2.3 لحساب قيمة كاي تربيع لدلالة الفروق بين قيم معاملات الثبات.

نتائج الدراسة:

أولا–الإجابة عن السؤال الأول:

ينص السؤال الأول على " ما تأثير عدد فئات الاستجابة (٤، ٥، ٦، ٧) على قيم معاملات الثبات للبيانات الرتبية المحسوبة باستخدام معادلة أوميجا؟

وللإجابة عن هذا السؤال تم حساب قيم معاملات الثبات للبيانات الرتبية باستخدام معادلة أوميجا وذلك لكل بعد من ابعاد مقياس اليقظة العقلية تبعاً لعدد فئات الاستجابة (٤، ٥، ٦، ٧)، حيث تم اجراء التحليل العاملي التوكيدي لمقياس اليقظة العقلية وذلك باستخدام طريقة المربعات الصغرى الموزونة قطرياً Diagonally weighted least squares (WLSMV) والتي تقوم على مصفوفة معاملات الارتباط متعدد الاقسام، وقد تم التأكد من مطابقة البيانات للنموذج العاملي التوكيدي وذلك لفئات التدريج (٤، ٥، ٦، ٧) كما هو موضح بالجدول (١).

جدول (١): مؤشرات مطابقة البيانات لنموذج العاملي التوكيدي لمقياس اليقظة العقلية تبعاً لعدد فئات الاستجابة

مؤشرات المطابقة	فئات الاستجابة			
	٤	٥	٦	٧
CHI	١٩٠٤.٠٨٦	١٥٩١.٠٣٦	١٧٠٢.٧٣	٨١٦.٠٣٦
DF	٦٩٢	٦٩٢	٦٩٢	٦٩٢
CHI/DF	٢.٧٥٢	٢.٢٩٩	٢.٤٦١	١.١٧٩
CFI	٠.٩٥٧	٠.٩٧٦	٠.٩٦٤	٠.٩٨٦
TLI	٠.٩٥٣	٠.٩٧٤	٠.٩٦١	٠.٩٩٤
NFI	٠.٩٤٨	٠.٩٥٨	٠.٩٤٠	٠.٩٥٨
IFI	٠.٩٥٧	٠.٩٧٦	٠.٩٦٤	٠.٩٩٥
RMSEA	٠.٠٧٣	٠.٠٥٨	٠.٠٦٢	٠.٠٤٢
SRMR	٠.٠٨٠	٠.٠٧٨	٠.٠٧٩	٠.٠٦٨

ويتبين من الجدول (١) وجود مطابقة جيدة للنموذج العاملي التوكيدي لبيانات مقياس اليقظة العقلية وذلك لجميع فئات الاستجابة، حيث وقعت جميع قيم مؤشرات حسن المطابقة ضمن الحدود المقبولة، وبعد التأكد من مطابقة البيانات للنموذج العاملي التوكيدي وذلك لفئات التدريج (٤، ٥، ٦، ٧) تم حساب قيم معاملات الثبات باستخدام معادلة أوميجا وذلك بالاعتماد على قيم اوزان القياس المعيارية المستخرجة من التحليل العاملي التوكيدي ويوضح الجدول (٢) قيم معاملات الثبات للبيانات الرتبية باستخدام معادلة أوميجا تبعاً لعدد فئات الاستجابة (٤، ٥، ٦، ٧) فئات:

جدول (٢): قيم معاملات الثبات للبيانات الرتبية باستخدام معادلة أوميجا لأبعاد مقياس اليقظة العقلية تبعاً لعدد فئات الاستجابة (٤، ٥، ٦، ٧)

ابعاد مقياس اليقظة العقلية			فئات الاستجابة			
			4	5	6	7
الملاحظة	قيمة الثبات		0.854	0.870	0.843	0.860
	حدود الثقة (٩٥%)	الحد الأعلى	0.843	0.852	0.821	0.840
		الحد الأدنى	0.872	0.886	0.863	0.878
الوصف	قيمة الثبات		0.844	0.861	0.839	0.855
	حدود الثقة (٩٥%)	الحد الأعلى	0.823	0.842	0.816	0.834
		الحد الأدنى	0.864	0.879	0.859	0.873
التصرف بوعي	قيمة الثبات		0.875	0.894	0.874	0.893
	حدود الثقة (٩٥%)	الحد الأعلى	0.858	0.879	0.856	0.877
		الحد الأدنى	0.891	0.907	0.890	0.906
عدم الحكم	قيمة الثبات		0.865	0.885	0.874	0.889
	حدود الثقة (٩٥%)	الحد الأعلى	0.847	0.869	0.856	0.873
		الحد الأدنى	0.882	0.899	0.890	0.903
عدم التفاعل	قيمة الثبات		0.867	0.884	0.868	0.885
	حدود الثقة (٩٥%)	الحد الأعلى	0.849	0.868	0.849	0.868
		الحد الأدنى	0.884	0.899	0.885	0.900

ويتبين من الجدول (٢) أن قيم معاملات الثبات لمقياس اليقظة العقلية باستخدام معادلة أوميجا للبيانات الرتبية تراوحت بين (٠.٨٣٩ إلى ٠.٨٩٤)، حيث جاءت قيم معاملات الثبات لأبعاد المقياس (الملاحظة، الوصف، التصرف بوعي، عدم الحكم، عدم التفاعل) كما يلي: للتدريج الرباعي (٠.٨٥٤، ٠.٨٤٤، ٠.٨٧٥، ٠.٨٦٥، ٠.٨٦٧)، للتدرج الخماسي (٠.٨٧٠، ٠.٨٦١، ٠.٨٩٤، ٠.٨٨٥، ٠.٨٨٤)، للتدريج السداسي (٠.٨٤٣، ٠.٨٣٩، ٠.٨٧٤، ٠.٨٧٤، ٠.٨٦٨)، وللتدريج السباعي (٠.٨٦٠، ٠.٨٥٥، ٠.٨٩٣، ٠.٨٨٩، ٠.٨٨٥) على الترتيب. ويلاحظ أن قيم معاملات الثبات للتدريج الخماسي كانت أعلى قليلاً من قيم معاملات الثبات للتدريج الرباعي والسداسي، كما أن قيم معاملات الثبات للتدريج الخماسي قريبة جداً من قيم معاملات الثبات للتدريج السباعي. ويلاحظ أيضاً أن عدد فئات الاستجابة لم يؤثر كثيراً على قيم معاملات الثبات أوميجا للبيانات الرتبية، إلا أنه يلاحظ أن هناك زيادة طفيفة في قيم معاملات الثبات في حالة التدريج الخماسي مقارنة بالتدريج الرباعي والسداسي والسباعي.

وللكشف عن دلالة الفروق بين قيم معاملات الثبات المحسوبة باستخدام معادلة أوميجا وفق عدد فئات الاستجابة (زوجي–فردي) تم حساب قيمة الاحصائي كاي تربيع كما هو موضح بالجدول (٣):

جدول (٣): دلالة الفروق بين قيم معاملات الثبات (أوميجا للبيانات الرتبية) تبعاً لعدد فئات التدريج (زوجي–فردي)

ابعاد مقياس اليقظة العقلية	قيمة الفرق	كاي تربيع	الدلالة	قيمة الفرق	كاي تربيع	الدلالة
	أوميجا ٤ – أوميجا ٥			أوميجا ٦ – أوميجا ٧		
الملاحظة	-0.016	1.300	0.254	-0.017	1.267	0.260
الوصف	-0.017	1.285	0.257	-0.016	1.031	0.310
التصرف بوعي	-0.019	2.621	0.106	-0.019	2.576	0.109
عدم الحكم	-0.020	1.747	0.186	-0.015	1.175	0.278
عدم التفاعل	-0.017	1.804	1.179	-0.017	2.480	0.115
	أوميجا ٤– أوميجا ٦			أوميجا ٥ – أوميجا ٧		

الملاحظة	0.011	0.510	0.475	0.010	0.511	0.474
الوصف	0.005	0.186	0.666	0.006	0.292	0.589
التصرف بوعي	0.001	0.006	0.937	0.001	0.008	0.927
عدم الحكم	-0.009	0.005	0.942	-0.004	0.027	0.868
عدم التفاعل	-0.001	0.811	0.368	-0.001	0.415	0.519

ويتضح من الجدول (٣) ما يلي: أن عدم وجود فروق دالة إحصائياً بين قيم معاملات المحسوبة وفق معادلة أوميجا وذلك وفق فئتي الاستجابة (٤، ٥) وفئتي الاستجابة (٦، ٧) حيث تراوحت قيم مستويات الدلالة الإحصائية بين (٠.١٠٦، ١.١٧٩)، مما يؤكد عدم وجود فروق بين معاملات الثبات تبعا لفئات الاستجابة "زوجي" مقابل فئات الاستجابة "فردي"، كما يتبين عدم وجود فروق دالة إحصائياً بين قيم معاملات الثبات المحسوبة باستخدام معادلة أوميجا وذلك وفق فئتي الاستجابة (٤، ٦) وفئتي الاستجابة (٥، ٧) حيث تراوحت قيم مستويات الدلالة الإحصائية بين (٠.٣٦٨، ٠.٩٤٢)، أن الزيادة في عدد فئات الاستجابة لا يؤثر على قيم معاملات الثبات المحسوبة باستخدام معادلة أوميجا للبيانات الرتبية.

ثانياً-الإجابة عن السؤال الثاني:

ينص السؤال الثاني على " ما تأثير عدد فئات الاستجابة (٤، ٥، ٦، ٧) على قيم معاملات الثبات للبيانات الرتبية المحسوبة باستخدام معادلة الفا؟

وللإجابة عن هذا السؤال تم حساب قيم معاملات الثبات للبيانات الرتبية باستخدام معادلة ألفا كرونباخ، وقد تم التأكد من توافر الافتراضات التي تقوم عليها معادلة ألفا للبيانات الرتبية، حيث كانت قيم متوسطات قيم تشبعات الفقرات على ابعادها أكبر من ٠.٧٠، وكانت الفروق بين قيم تشبعات الفقرات وبعضها البعض يتراوح بين -٠.٢ و٠.٢، وقد تم حساب قيم معاملات الثبات باستخدام معادلة ألفا للبيانات الرتبية وذلك لأبعاد المقياس تبعاً لعدد فئات الاستجابة (٤، ٥، ٦، ٧) كما هو موضح بالجدول (٤):

جدول (٤): قيم معاملات الثبات (ألفا الرتبية) لأبعاد مقياس اليقظة العقلية تبعاً لعدد فئات الاستجابة (٤، ٥، ٦، ٧)

ابعاد مقياس اليقظة العقلية		فئات الاستجابة			
		4	5	6	7
الملاحظة	قيمة الثبات	0.850	0.867	0.840	0.857
	حدود الثقة (٩٥%) الحد الأعلى	0.829	0.848	0.817	0.836
	حدود الثقة (٩٥%) الحد الأدنى	0.869	0.884	0.860	0.876
الوصف	قيمة الثبات	0.843	0.859	0.837	0.853
	حدود الثقة (٩٥%) الحد الأعلى	0.822	0.839	0.814	0.832
	حدود الثقة (٩٥%) الحد الأدنى	0.863	0.877	0.858	0.872
التصرف بوعي	قيمة الثبات	0.872	0.893	0.873	0.892
	حدود الثقة (٩٥%) الحد الأعلى	0.855	0.878	0.855	0.876
	حدود الثقة (٩٥%) الحد الأدنى	0.888	0.906	0.889	0.906
عدم الحكم	قيمة الثبات	0.863	0.882	0.866	0.880
	حدود الثقة (٩٥%) الحد الأعلى	0.844	0.865	0.847	0.863
	حدود الثقة (٩٥%) الحد الأدنى	0.880	0.897	0.883	0.896
عدم التفاعل	قيمة الثبات	0.866	0.871	0.854	0.876
	حدود الثقة (٩٥%) الحد الأعلى	0.848	0.853	0.834	0.858
	حدود الثقة (٩٥%) الحد الأدنى	0.883	0.887	0.872	0.892

ويتبين من الجدول (٤) أن قيم معاملات الثبات لمقياس اليقظة العقلية باستخدام معادلة ألفا للبيانات الرتبية تراوحت بين (٠.٨٣٧ إلى ٠.٨٩٣)، حيث جاءت قيم معاملات الثبات لأبعاد المقياس (الملاحظة، الوصف، التصرف بوعي، عدم الحكم، عدم التفاعل) كما يلي: للتدريج الرباعي (٠.٨٥٠، ٠.٨٤٣، ٠.٨٧٢، ٠.٨٦٣، ٠.٨٦٦)، للتدرج الخماسي (٠.٨٦٧، ٠.٨٥٩، ٠.٨٩٣، ٠.٨٨٢، ٠.٨٧١)، للتدريج السداسي (٠.٨٤٠، ٠.٨٣٧، ٠.٨٧٣، ٠.٨٦٦، ٠.٨٥٤)،

للتدريج السباعي (٠.٨٥٧، ٠.٨٥٣، ٠.٨٩٢، ٠.٨٨٠، ٠.٨٧٦) على الترتيب. ويلاحظ أن قيم معاملات الثبات للتدريج الخماسي كانت أعلى قليلاً من قيم معاملات الثبات للتدريج الرباعي والسداسي، كما أن قيم معاملات الثبات للتدريج الخماسي قريبة جداً من قيم معاملات الثبات للتدريج السباعي. ويلاحظ أيضاً أن عدد فئات الاستجابة لم يؤثر كثيراً على قيم معاملات الثبات ألفا للبيانات الرتبية، الا أنه يلاحظ أن هناك زيادة طفيفة في قيم معاملات الثبات في حالة التدريج الخماسي مقارنة بالتدريج الرباعي والسداسي والسباعي.

وللكشف عن دلالة الفروق بين قيم معاملات الثبات المحسوبة باستخدام معادلة ألفا الرتبية وفق عدد فئات الاستجابة (زوجي–فردي) تم حساب قيمة الاحصائي كاي تربيع كما هو موضح بالجدول (٥):

جدول (٥) دلالة الفروق بين قيم معاملات الثبات (ألفا للبيانات الرتبية) تبعاً لعدد فئات التدريج (زوجي–فردي)

ابعاد مقياس اليقظة العقلية	قيمة الفرق	كاي تربيع	الدلالة	قيمة الفرق	كاي تربيع	الدلالة
	ألفا ٤ – ألفا ٥			ألفا ٦ – ألفا ٧		
الملاحظة	-0.017	1.396	0.237	-0.017	1.218	0.269
الوصف	-0.016	1.115	0.291	-0.016	0.799	0.371
التصرف بوعي	-0.021	3.095	0.076	-0.019	2.783	0.095
عدم الحكم	-0.019	2.954	0.086	-0.014	1.550	0.213
عدم التفاعل	-0.005	0.135	0.714	-0.022	1.768	0.184
	ألفا ٤– ألفا ٦			ألفا ٥ – ألفا ٧		
الملاحظة	0.010	0.403	0.526	0.010	0.508	0.476
الوصف	0.006	0.061	0.804	0.006	0.168	0.682
التصرف بوعي	-0.001	0.006	0.938	0.001	0.008	0.927
عدم الحكم	-0.003	0.676	0.411	0.002	0.121	0.728
عدم التفاعل	0.012	0.021	0.884	-0.005	1.228	0.268

ويتضح من الجدول (٥) ما يلي: أن عدم وجود فروق دالة إحصائياً بين قيم معاملات المحسوبة وفق معادلة ألفا الرتبية وذلك وفق فئتي الاستجابة (٤، ٥) وفئتي الاستجابة (٦، ٧) حيث تراوحت قيم مستويات الدلالة الإحصائية بين (٠.٠٧٦، ٠.٧١٤)، مما يؤكد عدم وجود فروق بين معاملات الثبات تبعا لفئات الاستجابة "زوجي" مقابل فئات الاستجابة "فردي"، كما يتبين عدم وجود فروق دالة إحصائياً بين قيم معاملات الثبات المحسوبة وفق معادلة أوميجا وذلك وفق فئتي الاستجابة (٤، ٦) وفئتي الاستجابة (٥، ٧) حيث تراوحت قيم مستويات الدلالة الإحصائية بين (٠.٢٦٨، ٠.٩٣٨)، أن الزيادة في عدد فئات الاستجابة لا يؤثر على قيم معاملات الثبات المحسوبة باستخدام معادلة ألفا للبيانات الرتبية.

ثالثاً–الإجابة عن السؤال الثالث:

ينص السؤال الثالث على " ما الفروق بين قيم معاملات الثبات للبينات الرتبية المحسوبة باستخدام معادلة ألفا كرونباخ ومعادلة أوميجا تبعاً لعدد فئات الاستجابة (٤، ٥، ٦، ٧)؟

وللإجابة عن هذا السؤال تم حساب الفروق بين قيم معاملات الثبات للبيانات الرتبية باستخدام معادلة أوميجا ومعادلة ألفا كرونباخ، وذلك لكل بعد من ابعاد مقياس اليقظة العقلية تبعاً لعدد فئات الاستجابة (٤، ٥، ٦، ٧) كما هو موضح بالجدول (٦):

جدول (٦): الفروق بين قيم معاملات الثبات للبينات الرتبية المحسوبة باستخدام معادلة ألفا كرونباخ ومعادلة أوميجا تبعاً لعدد فئات الاستجابة (٤، ٥، ٦، ٧)

الفروق بين معاملات الثبات	فئات التدريج	ابعاد مقياس اليقظة العقلية				
		الملاحظة	الوصف	التصرف بوعي	عدم الحكم	عدم التفاعل
ألفا – أوميجا	4	-0.004	-0.001	-0.003	-0.002	-0.001
ألفا – أوميجا	5	-0.003	-0.002	-0.001	-0.003	-0.013
ألفا – أوميجا	6	-0.003	-0.002	-0.001	-0.008	-0.014
ألفا – أوميجا	7	-0.003	-0.002	-0.001	-0.009	-0.009

ويتبين من الجدول (٦) أن الفروق بين قيم معاملات الثبات للبيانات الرتبية باستخدام معادلة ألفا كرونباخ ومعادلة أوميجا كانت صغيرة جداً، حيث تراوحت بين (-٠.٠٠١ إلى -٠.٠١٤) وذلك لفئات التدريج (٤، ٥، ٦، ٧) ولجميع ابعاد مقياس اليقظة العقلية. وتدل هذه النتائج على وجود فروق طفيفة جداً بين قيم معاملات الثبات الرتبية المحسوبة باستخدام معادلة ألفا ومعادلة أوميجا، وبالتالي فإن زيادة عدد فئات الاستجابة لا يؤثر على الفروق بين قيم معاملات الثبات الرتبية والمحسوبة باستخدام معادلة ألفا ومعادلة أوميجا.

مناقشة نتائج الدراسة:

بينت نتائج الدراسة أن عدم وجود فروق دالة إحصائياً بين معاملات الثبات المحسوبة باستخدام (معادلة ألفا ومعادلة أوميجا) للبيانات التربية تبعاً لفئات الاستجابة "زوجي" مقابل فئات الاستجابة "فردي"، كما بينت نتائج الدراسة عدم وجود فروق دالة إحصائياً بين قيم معاملات الثبات المحسوبة وفق معادلتي (أوميجا والفا) للبيانات الرتبية وذلك وفق فئتي الاستجابة (٤، ٦) وفئتي الاستجابة (٥، ٧)، كما بينت النتائج أن الزيادة في عدد فئات الاستجابة لا يؤثر على قيم معاملات الثبات المحسوبة باستخدام معادلة ألفا ومعادلة أوميجا للبيانات الرتبية، أيضاً بينت النتائج أن زيادة عدد فئات الاستجابة لا يؤثر على الفروق بين قيم معاملات الثبات الرتبية والمحسوبة باستخدام معادلة ألفا ومعادلة أوميجا. حيث اتضح أن قيم معاملات الثبات ألفا للبيانات الرتبية كانت قريبة جداً من قيم معاملات الثبات أوميجا وذلك عبر فئات فئات الاستجابة، سواء كان عدد فئات الاستجابة زوجي (٤، ٦ فئات) أو كان عدد فئات الاستجابة فردي (٥، ٧ فئات).

وتتفق نتائج الدراسة الحالية مع ما أشار إليه (McDonald, 1999) بأن قيمة معامل الثبات باستخدام معادلة ألفا كرونباخ تكون قريبة جداً من قيمة معامل الثبات أوميجا وذلك في حالة تحقق الافتراضات التي تقوم عليها معادلة ألفا كرونباخ، كما وتتفق نتائج الدراسة الحالية مع ما توصلت إليه دراسة (Qasem et al., 2014) التي بينت أن تدريج ليكرت الخماسي يعطي اعلى قيمة لمعامل الثبات (كما يقاس بمعادلة ألفا كرونباخ) مقارنة بالتدريج الثنائي والثلاثي، ودراسة (العكام، ١٩٩٥) التي بينت أن تدريج ليكرت الخماسي يعطي ثبات اعلى مقارنة بالتدريج الثلاثي،

والرباعي، والسداسي، والسباعي. كما تتفق نتيجة الدراسة الحالية مع النتائج التي توصلت إليها دراسة (Chang, 1994) والتي بينت أن أن تدريج ليكرت الرباعي والسداسي يعطيان نتائج متقاربة لمعاملات الثبات. أيضاً اتفقت نتائج الدراسة الحالية مع النتائج التي توصلت إليها دراسة (Savalei & Reise, 2019)ودراسة (Hayes & Coutts, 2020) التي أشارت إلى أن قيم معاملات الثبات أوميجا أكبر قليلاً من قيم معاملات الثبات ألفا كرونباخ. وتتفق أيضاً نتائج الدراسة الحالية مع نتائج دراسة (محمد، ٢٠٢٢) التي أشارت بأفضلية استخدام معامل ألفا ومعامل أوميجا للبيانات الرتبية لحساب الثبات. بينما تختلف نتائج الدراسة الحالية مع نتائج دراسة (Weng, 2004)، ودراسة (Lozano et al., 2008) التي بينت وجود تأثير إيجابي لعدد فئات تدريج ليكرت على قيم معاملات الثبات.

خاتمة وتوصيات:

في ضوء نتائج الدراسة الحالية يوصي الباحث باستخدام معامل الثبات ألفا وأوميجا للبيانات الرتبية وذلك في حالة ما إذا كانت بيانات أداة القياس تتبع تدريج ليكرت، كما أن الباحثين يمكنهم استخدام تدريج ذي عدد فئات فردي، او زوجي بشرط الا يقل عدد فئات الاستجابة عن خمس فئات، حيث إنه لا يوجد تأثير للعدد الفردي والزوجي على قيم معاملات الثبات (الفا، وأوميجا) للبيانات الرتبية. كما يوصي الباحث بإجراء مزيد من الدراسات حول تأثير حجم العينة واتجاه الفقرة على تقدير معاملات الثبات (الفا، وأوميجا) للبيانات الرتبية. وفي ضوء نتائج الدراسة الحالية يمكن القول بانه لا توجد قاعدة ذهبية يمكن من خلالها اختيار عدد فئات الاستجابة عند بناء أدوات القياس في العلوم النفسية والتربوية، ولا يوجد افضلية لفئات التدريج ذات العدد الزوجي او الفردي من حيث تأثيرها على معامل الثبات الرتبي (ألفا وأوميجا). كما أنه من الافضل ألا يعتمد الباحثون على مؤشر واحد فقط لحساب ثبات أدوات القياس، وبالتالي يوصي الباحث باستخدام كل من معامل ألفا ومعامل أوميجا للبيانات الرتبية للتأكد من ثبات المقاييس، مع حساب حدود الثقة لقيم معاملات الثبات.

المراجع

أولا : المراجع العربية :

- أحمد ثابت رمضان. (٢٠٢١). نموذج سببي لمنبئات الصمود الأكاديمي في علاقته باليقظة العقلية والتنظيم الانفعالي لدى طلاب الجامعة .*العلوم التربوية*، ٢٩ (١)، ١-٦٦.
- أشرف محمد عبد اللطيف. (٢٠١٩). مظاهر اليقظة العقلية وعلاقتها بالعصابية لدى الجامعيين .*علم النفس*، ٣٢ (١٢٣)، ١١٧-١٣٥.
- أيمن حلمي واصف. (٢٠٢٢). التفكير القائم على الحكمة كمتغير وسيط بين بين اليقظة العقلية والازدهار النفسي لدى طلاب كلية التربية .*مجلة كلية التربية*، ٣٧(٤)، ٣٠٤-٣٦٨.
- جمال ذياب العضايلة. (٢٠١٨). *أثر عدد الفقرات السلبية وعدد فئات تدريج ليكرت على الخصائص السيكومترية لمقياس الاتجاه نحو الرياضيات* (رسالة ماجستير غير منشورة). جامعة مؤتة.
- حسين أحمد العكام .(1995) .*أثر عدد فئات تدريج ليكرت لمقياس اتجاهات على خصائصه السيكومترية* (رسالة ماجستير غير منشورة). جامعة اليرموك.
- شيرين محمد أحمد دسوقي، إيمان محمد قاسم، وسارة لبيب الرفاعي. (٢٠٢٢). اليقظة العقلية وعلاقتها بالمرونة المعرفية لدى طلاب جامعة بورسعيد .*مجلة كلية التربية*، (٤٠)، ٦١٤-٦٥٤.
- طارق نور الدين أحمد، وإيمان خلف فواز. (٢٠١٨). الابتكارية الانفعالية واليقظة العقلية وعلاقتهما بكفاءة التمثيل المعرفي للمعلومات لدى مرتفعي ومنخفضي المستويات التحصيلية من طلاب الجامعة .*المجلة التربوية*، ٥٤، ٥٢٣-٥٧٠.
- عبد الرقيب أحمد البحيري، فتحي عبد الرحمن الضبع، عائدة أحمد العوالمة، وأحمد علي طلب. (٢٠١٤). الصورة العربية لمقياس العوامل الخمسة لليقظة العقلية: دراسة ميدانية على عينة من طلاب الجامعة في ضوء أثر متغيري الثقافة والنوع. مجلة الإرشاد النفسي، (٣٩)، ١١٩ - ١٦٦.

- عبد الوهاب بن مشرب أنديجاني. (٢٠٢٢). اليقظة العقلية وعلاقتها بالمهارات الاجتماعية وفق بعض المتغيرات الديموغرافية لدى طلبة كلية التربية جامعة الباحة .*مجلة الجامعة الإسلامية للعلوم التربوية والاجتماعية*، (٩)، ٩٠-١٤١.
- محسوب عبد القادر الضوي. (٢٠١١). تحري تأثير الدرجات المتطرفة وعدد فئات الاستجابة على تقدير معامل ألفا لكرونباخ .*مجلة كلية التربية*، ٢٧ (١)، ١١٧-١٧٥.
- محمد إبراهيم محمد. (٢٠٢٢). دراسة إمكانية التنبؤ بمعاملات ثبات ألفا الرتبي وثيتا الرتبي وأوميجا وأكبر حد أدنى بمعلومية معامل ألفا لكرونباخ لأحجام عينات مختلفة .*مجلة التربية وثقافة الطفل*، ٢٠(١)، ٩٥-١٣٤.
- محمد حسين سعيد حسين. (٢٠٠٧). أثر اتجاه المفردة وعدد بدائل الاستجابة على ثبات أدوات القياس من نوع "ليكرت ."المجلة المصرية للدراسات النفسية، ١٧(٥٦)، ٣٥٣-٣٩٢.
- محمد عبد الله شلبي، آمال عبد السميع باظه، ومروة نشأت حسن. (٢٠٢١). فعالية الإرشاد النفسي بالمعني لتنمية اليقظة العقلية لدى طلاب الجامعة .*مجلة كلية التربية*، (١٠٣)، ٢-٣٠.
- محمد عبد الهادي عبد السميع. (٢٠١٧). تأثير عدد فئات الاستجابة وعدد المشاركين علي دقة قيم معاملي ألفا وأوميجا في تقدير ثبات درجات المقياس النفسي .*المجلة المصرية للدراسات النفسية*، ٢٧(٩٦)، ٣١٧-٣٨٤.
- نسرين محمد زارع. (٢٠٢١). مقارنة معاملات ثبات درجات الاختبار في ظل مجموعة من الاشتراطات: دراسة محاكاة مونت كارلو .*المجلة التربوية*، ٨٨، ١١٠٧-١١٧٤.

ثانيا : المراجع الاجنبية :

- Adelson, J. L., & McCoach, D. B. (2010). Measuring the mathematical attitudes of elementary students: The effects of a 4-point or 5-point Likert-type scale. *Educational and Psychological measurement*, *70*(5), 796-807.
- Alan, Ü., & Kabasakal, K. A. (2020). Effect of number of response options on the psychometric properties of Likert-type scales used with children. *Studies in Educational Evaluation*, *66*, 100895.
- Albrecht, N. J., Albrecht, P. M., & Cohen, M. (2012). Mindfully teaching in the classroom: a literature review. *Australian Journal of Teacher Education*, *37*(12), 1-14.
- Allen, N. B., Blashki, G., & Gullone, E. (2006). Melbourne Academic Mindfulness Interest Group.(2006). Mindfulness-based psychotherapies: A review of conceptual foundations, empirical evidence and practical considerations. *Australian and New Zealand Journal of Psychiatry*, *40*(4), 285-294.
- Baer, R. A., Smith, G. T., Hopkins, J., Krietemeyer, J., & Toney, L. (2006). Using self-report assessment methods to explore facets of mindfulness. *Assessment*, *13*(1), 27-45.
- Bardhoshi, G., & Erford, B. T. (2017). Processes and procedures for estimating score reliability and precision. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, *50*(4), 256-263.
- Bentler, P. M. (2009). Alpha, dimension-free, and model-based internal consistency reliability. *Psychometrika*, *74*(1), 137-143.
- Bonanomi, A., Cantaluppi, G., Nai Ruscone, M., & Osmetti, S. A. (2015). A new estimator of Zumbo's Ordinal Alpha: a copula approach. *Quality & Quantity*, *49*(3), 941-953.
- Brown, G., Widing, R. E., & Coulter, R. L. (1991). Customer evaluation of retail salespeople utilizing the SOCO scale: A replication, extension,

and application. *Journal of the academy of marketing science*, *19*, 347-351.

- Chakrabartty, S. N. (2014). Scoring and analysis of Likert scale: few approaches. *Journal of Knowledge Management and Information Technology*, *1*(2), 31-44.
- Chalmers, R. P. (2018). On misconceptions and the limited usefulness of ordinal alpha. *Educational and Psychological Measurement*, *78*(6), 1056-1071.
- Chang, L. (1994). A psychometric evaluation of 4-point and 6-point Likert-type scales in relation to reliability and validity. *Applied psychological measurement*, *18*(3), 205-215.
- Chiorri, C., Soraci, P., & Ferrari, A. (2023). The Role of Mindfulness, Mind Wandering, Attentional Control, and Maladaptive Personality Traits in Problematic Gaming Behavior. *Mindfulness*, *14*(3), 648-670.
- Cho, E., & Kim, S. (2015). Cronbach's coefficient alpha: Well-known but poorly understood. *Organizational research methods*, *18*(2), 207-230.
- Chomeya, R. (2010). Quality of psychology test between Likert scale 5 and 6 points. *Journal of Social Sciences*, *6*(3), 399-403.
- Chyung, S. Y., Roberts, K., Swanson, I., & Hankinson, A. (2017). Evidence-based survey design: The use of a midpoint on the Likert scale. *Performance Improvement*, *56*(10), 15-23.
- Cronbach, L. J., & Shavelson, R. J. (2004). My current thoughts on coefficient alpha and successor procedures. *Educational and psychological measurement*, *64*(3), 391-418.
- Diedenhofen, B., & Musch, J. (2016). cocron: A Web Interface and R Package for the Statistical Comparison of Cronbach's Alpha Coefficients. *International Journal of Internet Science*, *11*(1), 51-60.
- Doğan, İ., & Özdamar, K. (2017). The effect of different data structures, sample sizes on model fit measures. *Communications in Statistics-Simulation and Computation*, *46*(9), 7525-7533.

- Dunn, T. J., Baguley, T., & Brunsden, V. (2014). From alpha to omega: A practical solution to the pervasive problem of internal consistency estimation. *British journal of psychology*, *105*(3), 399-412.
- Edwards, A. A., Joyner, K. J., & Schatschneider, C. (2021). A simulation study on the performance of different reliability estimation methods. *Educational and Psychological Measurement*, *81*(6), 1089-1117.
- Espinoza, S. C., & Novoa-Munoz, F. (2018). Advantages of ordinal alpha versus Cronbach's alpha, illustrated using the WHO AUDIT test. *Revista Panamericana de Salud Publica*, *42*(1), NA-NA.
- Flora, D. B., & Curran, P. J. (2004). An empirical evaluation of alternative methods of estimation for confirmatory factor analysis with ordinal data. *Psychological methods*, *9*(4), 466-491.
- Gadermann, A. M., Guhn, M., & Zumbo, B. D. (2012). Estimating ordinal reliability for Likert-type and ordinal item response data: A conceptual, empirical, and practical guide. *Practical Assessment, Research, and Evaluation*, *17*(1), 1-13.
- Green, S. B., & Yang, Y. (2009). Reliability of summed item scores using structural equation modeling: An alternative to coefficient alpha. *Psychometrika*, *74*(1), 155-167.
- Hayes, A. F., & Coutts, J. J. (2020). Use omega rather than Cronbach's alpha for estimating reliability. But…. *Communication Methods and Measures*, *14*(1), 1-24.
- Howell, A. J., Dopko, R. L., Passmore, H. A., & Buro, K. (2011). Nature connectedness: Associations with well-being and mindfulness. *Personality and individual differences*, *51*(2), 166-171.
- Ilhan, M., & Güler, N. (2017). The Number of Response Categories and the Reverse Scored Item Problem in Likert-Type Scales: A Study with the Rasch. *Journal of Measurement and Evaluation in Education and Psychology*, *8*(3), 321-343.

- Jewell, C. L. (2022). *An Examination on How Poetry Linguistic Elements Predict Trait Mindfulness* (Doctoral dissertation, Iowa State University).
- Kalkbrenner, M. T. (2021). Alpha, Omega, and H internal consistency reliability estimates: Reviewing these options and when to use them. *Counseling Outcome Research and Evaluation*, 1-12.
- Kelley, K., Kelley, M. K., & Imports, M. A. S. S. (2018). The MBESS R Package. *Computer software]. MBESS. Retrieved from: https://CRAN. R-project. org/package= MBESS*.
- Kiwanuka, F., Kopra, J., Sak-Dankosky, N., Nanyonga, R. C., & Kvist, T. (2022). Polychoric Correlation With Ordinal Data in Nursing Research. *Nursing Research*, *71*(6), 469-476.
- Kulas, J. T., Stachowski, A. A., & Haynes, B. A. (2008). Middle response functioning in Likert-responses to personality items. *Journal of Business and Psychology*, *22*, 251-259.
- 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.
- Liu, Y., & Zumbo, B. D. (2007). The impact of outliers on Cronbach's coefficient alpha estimate of reliability: Visual analogue scales. *Educational and Psychological Measurement*, *67*(4), 620-634.
- Lopez, A., Caffò, A. O., Tinella, L., Di Masi, M. N., & Bosco, A. (2021). Variations in mindfulness associated with the COVID-19 outbreak: Differential effects on cognitive failures, intrusive thoughts and rumination. *Applied Psychology: Health and Well-being*, *13*(4), 761-780.
- Lozano, L. M., García-Cueto, E., & Muñiz, J. (2008). Effect of the number of response categories on the reliability and validity of rating scales. *Methodology: European Journal of Research Methods for the Behavioral and Social Sciences*, *4*(2), 73-79.
- Malkewitz, C. P., Schwall, P., Meesters, C., & Hardt, J. (2023). Estimating reliability: A comparison of Cronbach's α, McDonald's ωt and

the greatest lower bound. *Social Sciences & Humanities Open*, *7*(1), 100368.

- Maydeu-Olivares, A., Kramp, U., García-Forero, C., Gallardo-Pujol, D., & Coffman, D. (2009). The effect of varying the number of response alternatives in rating scales: Experimental evidence from intra-individual effects. *Behavior research methods*, *41*(2), 295-308.
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. psychology press.
- McNeish, D. (2018). Thanks coefficient alpha, we'll take it from here. *Psychological Methods, 23*(3), 412–433.
- McNeish, D. (2018). Thanks coefficient alpha, we'll take it from here. *Psychological methods*, *23*(3), 412-433.
- Menold, N., & Bogner, K. (2016). Design of Rating Scales in Questionnaires. *GESIS Survey Guidelines. Mannheim, Germany: GESIS* – Leibniz Institute for the Social Sciences. doi: 10.15465/gesis-sg_en_015
- Moshagen, M., & Musch, J. (2014). Sample size requirements of the robust weighted least squares estimator. *Methodology*. 10(2), 60–70.
- Peters, G. J. Y. (2014). The alpha and the omega of scale reliability and validity: Why and how to abandon Cronbachâ€™s alpha and the route towards more comprehensive assessment of scale quality. *European Health Psychologist*, *16*(2), 56-69.
- Pimentel, J. L. (2010). A note on the usage of Likert Scaling for research data analysis. *USM R&D Journal*, *18*(2), 109-112.
- Qasem, M. A. N., Almoshigah, T., & Gupta, S. (2014). The effect of number of alternatives on validity and reliability in Likert scale. *International journal of innovative research & studies*, *13*(6), 324-333.
- Ravinder, E. B., & Saraswathi, A. B. (2020). Literature Review Of Cronbach alpha coefficient (A) And Mcdonald's Omega Coefficient

(Ω). *European Journal of Molecular & Clinical Medicine*, *7*(6), 2943-2949.

- Raykov, T., & Marcoulides, G. A. (2015). Scale reliability evaluation with heterogeneous populations. *Educational and Psychological Measurement*, *75*(5), 875-892.
- Revelle, W., & Revelle, M. W. (2015). Package 'psych'. *The comprehensive R archive network*, *337*, 338.
- Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R package for structural equation modeling. *Journal of statistical software*, *48*, 1-36.
- Savalei, V., & Reise, S. P. (2019). Don't Forget the Model in Your Model-based Reliability Coefficients: A Reply to McNeish (2018). *Collabra: Psychology*, 5(1): 36. DOI: https://doi.org/10.1525/collabra.247
- Schaaij, J. (2022). *Resilience to stress: the association of perseverative cognitions with heart rate recovery after the repeated Montreal Imaging Stress Test, and the role of trait mindfulness* (Master's thesis, University of Twente).
- Silvia, A. B., & Osmetti, A. (2012). Reliability measurement for polytomous ordinal items: the empirical polychoric ordinal Alpha. *Quaderni di statistica*, *14*, 51-56.
- Simms, L. J., Zelazny, K., Williams, T. F., & Bernstein, L. (2019). Does the number of response options matter? Psychometric perspectives using personality questionnaire data. *Psychological assessment*, *31*(4), 557-566.
- Thompson, B., & Vacha-Haase, T. (2000). Psychometrics is datametrics: The test is not reliable. *Educational and Psychological Measurement*, *60*(2), 174-195.
- Trevelyan, E. G., & Robinson, N. (2015). Delphi methodology in health research: how to do it?. *European Journal of Integrative Medicine*, *7*(4), 423-428.

- Wang, Y., Pan, B., Yu, Z., & Song, Z. (2023). The relationship between preschool teacher trait mindfulness and teacher-child relationship quality: the chain mediating role of emotional intelligence and empathy. *Current Psychology*, 1-12.
- Weems, G. H., & Onwuegbuzie, A. J. (2001). The impact of midpoint responses and reverse coding on survey data. *Measurement and evaluation in counseling and development*, *34*(3), 166-176.
- Weng, L. J. (2004). Impact of the number of response categories and anchor labels on coefficient alpha and test-retest reliability. *Educational and psychological measurement*, *64*(6), 956-972.
- Wong, C.-S., Chuen, K.-C., & Fung, M.-Y. (1993). Differences between odd and even number of response scales: Some empirical evidence. *Chinese Journal of Psychology*, 35, 75-86.
- Xiao, L., & Hau, K. T. (2023a). Performance of coefficient alpha and its alternatives: effects of different types of non-normality. *Educational and Psychological Measurement*, *83*(1), 5-27.
- Xiao, L., & Hau, K. T. (2023b). Accuracy and Sensitivity of Coefficient Alpha and Its Alternatives with Unidimensional and Contaminated Scales. *Applied Measurement in Education*, 1-14.
- Yang, S. O. (2011). The comparison of the validity and reliability about Likert scale's response formats: According to the number of categories and the existence of neutral point. *Unpublished MA thesis, Ewha Womans University, Seoul, Korea*.
- Zhang, Z., & Yuan, K. H. (2016). Robust coefficients alpha and omega and confidence intervals with outlying observations and missing data: Methods and software. *Educational and Psychological Measurement*, *76*(3), 387-411.