الكشف عن استجابات الإهمال باستخدام طرق مباشرة وغير مباشرة على مقياسي الإرهاق الأكاديمي والعوامل الخمسة الكبري للشخصية

Detecting Careless Responses Using Direct and Indirect Methods for Two Scales MBIss and BFI-2s

حسان مخلوف خلاف مخلوف

مدرس علم النفس التربوي– كلية التربية جامعة حلوان

hassaanmakhlouf@gmail.com

hassaan_makhlouf@edu.helwan.edu.eg

ملخص البحث

هدف البحث الحالي إلى الكشف عن استجابات الإهمال باستخدام طرق مباشرة بإضافة مفردات (موجهة، متكررة، تقرير ذاتي)، وطرق غير مباشرة بمؤشرات (زمن الاستجابة، السلسلة الطويلة، متوسط السلسلة، التباين داخل استجابات الفرد، مسافة ماهالانوبس، والثبات الشخصي)، وبلغ عدد المشاركين ١٦١١ طالبا بكليتي التربية جامعة حلوان وجامعة ٦أكتوبر. وتم استخدام استبيان إلكتروني يتضمن: مفردات التحقق من الإهمال (أعدها الباحث)، مقياس الإرهاق الأكاديمي أعده Schaufeli, et al. (2002) وتعريب Khalifa (2023)، ومقياس العوامل الخمسة الكبرى للشخصية إعداد Soto & John (2017) وتعريب كل من: بدر الأنصاري وطلال العلي (٢٠٢٢)، و Al-Zoubi & Astal(2020). وأظهرت النتائج أن نسب انتشار استجابات الإهمال تراوحت بين ١,٥–٢٤,٩% في الطرق المباشرة وزمن الاستجابة للاستبيان، وبين ٣,٩–٢٠,٥% في باقي الطرق غير المباشرة للمقياسين. وتراوحت الزيادة في قيم الثبات في عوامل الإرهاق الأكاديمي بين ٠,٠١٥– ٠,٠٢٦، باستخدام الطرق: الثبات الشخصي، مسافة ماهالانوبس ($p<0.05$)، ثم ($p<0.01$)، ثم التباين داخل الفرد مرتبة تنازليا؛ بينما كانت في عوامل الشخصية بين ٠,٠٢٢–٠,٠٦٩، باستخدام الطرق: الثبات الشخصي، مسافة ماهالانوبس ($p<0.05$)، المفردتين الموجهتين، التباين داخل الفرد، المفردتين المتكررتين ومسافة ماهالانوبس ($p<0.01$) مرتبة تنازليا.

الكلمات المفتاحية

استجابات الإهمال – طرق كشف استجابات الإهمال – الإرهاق الأكاديمي – العوامل الخمسة الكبرى للشخصية.

Abstract

The current research aimed to detect careless responses using direct methods by adding instructed, repeated, and self-report items; and indirect methods including indicators of response time (RT), long-string (LS), long-string Average (LSAvg), intra-individual response variability (IRV), Mahalanobis distance (MD), and personal reliability (PR). Participants were 1,611 Faculty of Education students at Helwan and October-6th Universities. They responded to an online questionnaire, contained careless check items (prepared by the researcher), the Academic Burnout Scale (MBIss) developed by Schaufeli et al. (2002) (translated to Arabic by Khalifa (2023), and the Big Five Personality Factors Scale BFI-2s developed by Soto & John (2017) (translated by Al-Ansari & Al-Ali (2022) and Al-Zoubi & Astal (2020). Results showed the prevalence of careless responses ranged between 1.5-24.9% in the direct methods and response time, and between 3.9-20.5% for MBIss and BFI-2s. The increase in reliability values for MBIss factors ranged between 0.015-0.026 using the methods: PR, MD ($p<0.05$), MD ($p<0.01$), and IRV descendingly; and 0.022-0.069 for MBI-2s factors using the methods: PR, MD ($p<0.05$), instructed items, IRV, repeated items and MD ($p<0.01$) descendingly.

Keywords:

Careless Responses, Careless Detecting Methods, MBIss, BFI-2s

١. المقدمة

قد ترسل لبعض الأفراد رابط إلكتروني لتعبئة مقياس أو استبيان، بهدف جمع بيانات يترتب على نتائجها اتخاذ قرارات، وتجد في هؤلاء من يستجيب بجدية وإهتمام، أو من لا يبذل جهدا كافيا فيستجيب بإهمال؛ مما يجعل التأكد من جودة هذه البيانات وتنقيتها ضرورة تدعم جودة نتائج البحوث العلمية.

ويعد الاستبيان من أكثر أدوات جمع البيانات استخداما وشيوعا على مستوى العالم (Arias, et al., 2020)، وفي البيئة العربية على سبيل المثال توصل أحمد الضوي و عبدالله عبدالنبي (٢٠٢٤) في مراجعتهم لرسائل الماجستير والدكتوراه في مجال التربية وعلم النفس بالجامعات السعودية بين عامي ٢٠١٩-٢٠٢٢، أنه تم استخدام الاستبيان في ٨١% منها.

وزاد الاتجاه منذ عام ١٩٩٩ نحو استخدام الاستبيان في الصورة الإلكترونية؛ مواكبة للتطور التقني، وما يوفره من مزايا عديدة منها انخفاض التكاليف وزيادة الدقة وسرعة الوصول للمشاركين في أي وقت ومن كل مكان على الكرة الأرضية، إلا أن أحد عيوبه هو أنه عرضة للاستجابة بإهمال (Ward & Meade, 2023).

وفي نفس السياق، توصل حسن المبارك والصديق بلة (٢٠٢٢) إلى أن اتجاهات أعضاء هيئة التدريس بكلية التربية نحو استخدام الاستبانة الإلكترونية كانت إيجابية بمستوى مرتفع، من حيث توفيرها الوقت والجهد في الإعداد والنشر والتطبيق والرصد الآلي والتحليل، بينما كانت معوقات وسلبيات استخدامها مرتفع أيضا، ومنها التقنية أو تمثيل العينة للمجتمع أو التواصل المباشر أو الثقة في نتائجها.

ويؤدي عدم استبعاد البيانات من المشاركين الذين يستجيبون بإهمال في الاستبيانات إلى نتائج مبالغ فيها بشكل زائف مثل قيم الثبات وحجم العلاقة بين متغيرين، وما يتبعه من تأثير في نتائج التحليل العاملي من حيث دقة تشبعات العوامل وصدق البناء والصدق التقاربي والتمييزي وتحليل الإنحدار، والتي تتحسن عند حذف هؤلاء الأفراد، وعلى الرغم من البحوث السابقة التي توضح هذا الأمر الإحصائي المقلق، إلا أنه لا يزال غير مُقدَّر على نطاق واسع من قبل معظم علماء النفس، بمن فيهم محرري الدوريات العلمية ذوي الخبرة العالية (Arias, et al., 2020; Ward & Meade, 2023; Stosic, et al., 2024).

وتعرف *استجابات الإهمال* بأنها سلوك عشوائي أو منتظم يتبعه الشخص في اختيار أحد بدائل المفردة الموضوعية، بدون بذل جهد كاف في قراءة وفهم محتوى مفردات المقياس أو الاستبيان؛ وقد يرجع إلى نقص في دافعيته أو تشتت انتباهه أو شعوره بالملل

أو افتقار الضبط البيئي ولا سيما في الاستبيان الإلكتروني (محمد حسين، ٢٠٢١؛ Stosic, et al., 2024).

وتنقسم أشهر طرق الكشف عن هذه الاستجابات إلى طرق مباشرة تستخدم فيها مفردات إضافية قد يلاحظها المفحوص الجاد مثل المفردات: الموجهة والوهمية، والمتكررة، والتقرير الذاتي؛ وطرق غير مباشرة تعتمد على مفردات المقياس نفسه، وتستخدم فيها مؤشرات مثل: زمن الاستجابة؛ وثبات نمط الاستجابة مثل السلسلة الطويلة ومتوسط السلسلة والتباين داخل نمط استجابات الفرد، وعدم اتساق الاستجابة مثل مسافة ماهالانوبس والثبات الشخصي (Desimone, et al., 2015; Curran, 2016; Ward & Meade, 2023).

وتراوح معدل انتشار استجابات الإهمال في بعض البحوث الأجنبية بين ٨-١٢% من حجم العينة، وفي بحوث أخرى وصلت إلى ٣٠% أو ٥٠% (Curran, 2016; Kam & Chan, 2018; Chauliac, et al., 2023)، وكانت بين ٧-٢٦% في البيئة العربية (ربا الجوارنة ومحمود القرعان، ٢٠٢٠؛ بني عيسى والشريفين، ٢٠٢٤؛ AlQuraan, 2019, 2024; Hazaimeh & Alquraan, 2022).

وقد يرجع هذا التفاوت إلى أن تقديرات معدل الانتشار دالة تعتمد على نوع طرق الكشف التي يتم استخدامها وتوظيفها في البحث (DeSimone & Harms, 2018)؛ ولذلك يفضل تطبيق أكثر من نوع للكشف، حيث تزيد الاستفادة من المنطق وراء كل طريقة (Curran, 2016).

ورغم وجود وفرة في البحوث الأجنبية التي تناولت متغير استجابات الإهمال، إلا أنه هناك ندرة في البحوث العربية التي تناولته (محمد حسين، ٢٠٢١)، كما أنها طبقت طريقة واحدة في البحث الواحد ولم تستخدم طرقا متعددة، فمنهم من طبق مؤشر السلسلة الطويلة (مثل: عثمان بني عيسى ونضال الشريفين، ٢٠٢٤)، أو مؤشر مطابقة الفرد لنموذج يعتمد على نظرية الاستجابة للمفردة (مثل: ربا الجوارنة ومحمود القرعان، ٢٠٢٠)، أو طريقة المفردات المتكررة العكسية (مثل: Hazaimeh, & Alquraan, 2022).

وتختلف أيضا نتائج طرق الكشف في دقة أو ثبات المقياس (Goldammer, et al., 2024)، واستعانت جميع البحوث التي اهتمت بتأثير الإهمال على الثبات بمعامل ألفا لكرونباخ، في حدود اطلاع الباحث (مثل: Brower, 2018; DeSimone & Harms, 2018; Hazaimeh & Alquraan, 2022; Chauliac, et al., 2023; Goldammer, et al., 2024)، ولم تستعن بمعامل أوميجا لماكدونالد؛ حيث أن معامل ألفا له بعض الشروط مثل تساوي تشبعات مفردات العامل الواحد، وهو قد لا يتحقق في الواقع؛ بينما يراعي

معامل أوميجا الأكثر عمومية منه الاختلاف بين هذه التشبعات، بل ويسهل حسابه في الآونة الأخيرة في بعض البرامج الإحصائية الشهيرة (أمحمد تيغزة، ٢٠١٧؛ Hayes, & Coutts, 2020).

ولاحظ الباحث أثناء مراجعة ملف البيانات لبعض نتائج استبيانات ومقاييس خاصة بأعمال الجودة والقياس والتقويم الطلابي بالكلية؛ ظهور استجابات قد تكون متكررة للمفردات المتتالية لفرد حتى إن وجدت بعض المفردات العكسية، وعند مناقشة الطلاب في بعض الشعب التي تدرس مقررات تتعلق بالقياس النفسي، كانت من طرق الإهمال: الإجابات العشوائية، الإجابات المنتظمة باختيار نفس البديل لعدد متتالي من المفردات، أو كليهما؛ وكان من أسباب الإهمال: عدم الميل لموضوع الاستبيان، الشعور بالملل، الاستبيان طويل، مفردات أو بدائل غير مفهومة، لا يخبرنا أحد بجدواها أو نتائجها، وضغط الوقت والتكليفات الأخرى.

وبناء على ما تقدم؛ من ملاحظات الباحث ومناقشته لبعض الطلاب، وتفاوت نسب انتشار استجابات الإهمال في البحوث وفق كل طريقة كشف، وندرة البحوث العربية، واعتمادها على طريقة كشف واحدة مباشرة أو غير مباشرة، وبالتالي لم تحاول تبين هذه النسب في كل طريقة ودقتها في الكشف، وعدم استعمالها لمعامل أوميجا في حساب الثبات؛ يمكن **صياغة مشكلة البحث الحالي** في السؤالين التاليين:

١- ما حجم انتشار استجابات الإهمال باستخدام طرق الكشف المختلفة؟

٢- ما دقة طرق كشف استجابات الإهمال؟ (تأثيرها في الثبات)

٢. أدبيات البحث

٢,١. استجابات الإهمال

تعتبر مقاييس التقرير الذاتي من أكثر أدوات جمع البيانات انتشارا في مجال علم النفس، وبخاصة التي تطبق عبر الانترنت، وقد تتضمن بيانات غير صالحة ينشأ عنها أخطاء قياس تؤثر في نتائجها لعدد من الأسباب، وأحد الأسباب هو الاستجابة بإهمال أو بدون بذل جهد كاف، وقد شهد العقدين الماضيين تزايدا في البحث حول الطرق المستخدمة للكشف عن هذه الاستجابات وحذفها قبل إجراء التحليل الإحصائي المعتاد، ويعد الاستخدام الدقيق لهذه الطرق أداة قيمة لإزالة هذا النوع من الخطأ الذي يمكن أن يؤثر على نتائج الاستبيان أو المقياس (Curran, 2016)

ويعرف (Stosic, et al., 2024) استجابة الإهمال بأنها الطريقة التي يستجيب بها المشارك الذي لا ينتبه لمحتوى بنود الاستبيان أو الاختبار، وقد تنتج عن شخص: مشتت الانتباه أو مرتبك أو يجيب بسرعة كبيرة لدرجة أنه لا يقرأ المفردة بشكل كاف. وقد تحدث

بشكل خاص في العينات المجهولة عبر الإنترنت، ولا سيما عندما تكون الدراسة عبر الإنترنت طويلة أو متكررة أو مملة أو مرهقة.

ويقع هذا المصطلح ضمن الاستجابات غير الطبيعية للفرد في إجابة الاستبانة أو المقياس التي أشار إليها (محمد محمد، ٢٠١٩؛ عثمان بني عيسى ونضال الشريفين، ٢٠٢٤)، وهي: تزييفه للاستجابة، وأسلوبه في الاستجابة لتفضيل بدائل معينة، واستجابات الإهمال التي يصدرها بدون التعرف على محتوى الفقرة؛ ولكن يوجد اختلاف بين الأنواع الثلاثة.

ففي النوع الأول قد يقوم الفرد بتزييف الاستجابة *Faking Response* رغبة منه في الظهور بشكل مقبول اجتماعيا أو ليتنصل من مهام مترتبة عليها؛ ويتم التعرف عليه بمفردات إضافية تُدمَج بين مفردات المقياس مثل مقياس الكذب في قائمة أيزنك للشخصية أو قائمة مينسوتا متعددة الأوجه للشخصية، أو في قائمة منفصلة عن المقياس مثل مقياس كراون ومارلو MCSDS وقائمة BIDR، ويتم استبعاد هذا الفرد عند درجات قطع معينة (محمد عوض الله، ٢٠١٢؛ Hart, et al., 2015).

وفي النوع الثاني قد يكون لدى الفرد أسلوب استجابة *Response Style* لتكرار تفضيله بدائل معينة مثل المحايد أو الطرفي للموافقة أو للرفض، ويرجع إلى شخصيته وليس معنى المفردات، ويتم التعرف عليه من خلال قائمة منفصلة عن المقياس الأصلي؛ وفي النوع الثالث قد يصدر عن الفرد استجابات الإهمال *Careless Responses* بدون التعرف على محتوى الفقرات، ويحدث النوعين الأخيرين بدون تجهيز معرفي أو حتى قراءة المفردة عكس النوع الأول (محمد محمد، ٢٠١٩؛ عثمان بني عيسى ونضال الشريفين، ٢٠٢٤).

وتعرف استجابة الشخص على المفردة الموضوعية بأنها استجابة إهمال إن كان اختياره لأحد بدائلها تم بدون بذل جهد كاف في قراءة وفهم محتوى مفردات المقياس؛ وقد يرجع هذا إلى نقص في الدافعية لديه، أو شعوره بالملل وبخاصة في الاستبانة الطويلة، أو افتقار الضبط البيئي ولا سيما في الاستبيان الإلكتروني (محمد حسين، ٢٠٢١).

وتتنوع استجابات الإهمال إلى عشوائية وغير عشوائية، أي أنها ليست بالضرورة عملية عشوائية بالكامل؛ فقد تؤدي الدوافع المختلفة –أو حتى نفس الدافع– لدى الأفراد إلى استراتيجيات وأنماط استجابة مختلفة؛ ولهذا تحولت اللغة المستخدمة لوصف هؤلاء الأفراد بمرور الوقت من مفهوم المستجيب "العشوائي" إلى مفهوم المستجيب المهمل؛ وتعددت المسميات المرادفة لها، ومنها استجابات اللامبالاة أو غير الجادة، وعدم الانتباه أو عدم الاهتمام، أو عدم بذل الجهد الكاف (Meade & Craig, 2012; Curran, 2016).

ولذلك تعتبر تقديرات نسب انتشار استجابات الإهمال دالة تعتمد على طرق الكشف التي يتم استخدامها وتوظيفها في البحث (DeSimone & Harms, 2018)؛ حيث تراوح معدل الانتشار في بعض البحوث الأجنبية بين ٨–١٢% من حجم العينة، وفي بحوث أخرى وصلت إلى ٣٠% أو ٥٠%، وكانت بين ٧–٢٦% في البيئة العربية، وقد ينتج هذا التفاوت حسب نوع مؤشر الكشف؛ ولهذا نشأت الحاجة إلى طرق ومؤشرات متنوعة للكشف عن الصور المختلفة للاستجابات التي تعبر عن الإهمال (ربا الجوارنة ومحمود القرعان ، ٢٠٢٠؛ محمد حسين، ٢٠٢١؛ عثمان بني عيسى ونضال الشريفين، ٢٠٢٤؛ Curran, 2016; Kam & Chan, 2018; AlQuraan, 2019, 2024; Hazaimeh & Alquraan, 2022; Chauliac, et al., 2023).

٢,٢. طرق الكشف عن استجابات الإهمال

تعددت طرق الكشف وتصنيفها في بعض البحوث مثل (Meade & Craig 2012; Desimone, et al., 2015; Curran, 2016; Ward & Meade, 2023; Goldammer, et al., 2024)، ويمكن تلخيصها إلى طرق مباشرة، وطرق غير مباشرة.

٢,٢. ١. الطرق المباشرة: ويطلق عليها أيضا الطرق الصريحة أو التي يمكن أن يلاحظها المفحوص ولا سيما الجاد، أو الطرق القبلية حيث يتم إعدادها قبل تطبيق الاستبيان، وهي تعتمد على إضافة الباحث لمفردة واحدة أو مجموعة مفردات لا ترتبط بالمتغيرات التي يقيسها المقياس، وبالتالي لا تحتسب عليها درجات فيه، ومنها:

أ. مفردات لها إجابة واحدة صحيحة أو اثنتان: ومنها المفردات الوهمية Bogus التي تعبر عن أمر صعب حدوثه أو حقيقة علمية، فتكون إجابتها باختيار بديل واحد منطقي، مثل: "اليوم سافرت إلى دول العالم جميعها"، فيختار أعارض جدا أو أعارض؛ ولأن الإجابة عنها قد تكون نتيجة سوء فهمها وليس الإهمال كما اتضح من نتائج (Curran & Hauser, 2019)؛ لم تستخدم في البحث الحالي؛ ومنها أيضا المفردات الموجهة Instructed التي قد تطلب منه اختيار بديل محدد مثل: اختر لا أوافق، أو عدم اختيار أي بديل مثل: "اترك السؤال بدون إجابة"، واستجابته بغير ذلك تدل على أنه أهمل قراءتها.

ب. مفردات متكررة: حيث يتم تكرار مفردة أصلية أو أكثر بالمقياس، أو كتابتها في صيغة أخرى تحمل نفس المعنى أو متضادة لها، والفرق بين درجتي الطالب في الاستجابة على المفردتين يدل على درجة الإهمال، إن كان كبيرا بين المفردة الأصلية والمفردة المتكررة أو لها نفس المعنى، أو المتضادة في المعنى بعد تعديل اتجاه تصحيحها.

ج. مفردات التقرير الذاتي Self-Report التي يقر فيها الشخص بعد انتهائه من إجابة المقياس –أو عدد معين من مفرداته– بدرجة اهتمامه واجتهاده في إجابة الاستبيان أو بجودة استجاباته، مثل "اجتهدت في قراءة كل بند من بنود الاستبيان بعناية؛ أود أن أقرأ عن نتائج هذه الدراسة؛ في رأيك الصادق، هل يجب أن نستخدم بياناتك؟"، وقد ترتبط الاستجابة عليها بخصائص الفرد مثل الضمير والكمالية وعدم الاتزان الانفعالي أو عدم الانتباه في مراقبة الذات (Meade & Craig, 2012; Curran, 2016; Kam & Chan, 2018).

٢,٢. ٢. الطرق غير المباشرة: تعتمد على مفردات المقياس نفسه، وهي طرق تستخدم فيها مؤشرات غير ملحوظة للمفحوص تعبر عن انحراف نمط استجابته عن النمط الطبيعي للعينة أو النمط المنطقي للمفردات، ولذلك لا تغير من موضوع المقياس، ومنها معدل زمن استجابته، وثبات نمطها، وعدم اتساقها، وفيما يلي عرض مختصر لها:

أ. زمن الاستجابة: هو الزمن المُنقَضي بين ظهور المثير (المفردة) للفرد، وصدور الاستجابة (اختيار الفرد أحد البدائل)، أو الزمن الذي يستغرقه الفرد في إجابة الاستبيان بالكامل أو في كل مقطع منه، ويتم حسابه من خلال البرمجية أو منصة التطبيق الإلكتروني للاستبيان. وترجع منطقية هذه الطريقة إلى أن الفرد يحتاج قبل أن يستجيب للمفردة إلى وقت لقراءتها وفهمها، وإن لم يكن لديه دافعية لإكمال الاستبيان فمن المرجح أن يعجل ويسرع من معدله الزمني في الاستجابة للمفردات؛ فهي تمثل له عبء يريد أن ينهيه بسرعة ليتخلص منه؛ وبالرغم من أنها طريقة فعالة في تمييز استجابات الإهمال عن الطبيعية في العديد من البحوث التجريبية، إلا أنه يجب التعامل معها بحرص وفقا لسياق التجريب وعوامل دخيلة مثل انقطاع الانترنت أو الانشغال بأمور أخرى أثناء الاستجابة (عثمان بني عيسى ونضال الشريفين، ٢٠٢٤، ١١١–١١٢؛ Goldammer, et al., 2024).

فهذه الطريقة هي تحليل أحادي الطرف أو الذيل لكشف الأفراد من حيث سرعة استجابتهم، وليس الطرف الآخر من التوزيع من حيث بطيء الاستجابة، واقترح بعض الباحثين درجة قطع لمتوسط زمن الاستجابة على المفردة الواحدة عند ثانيتين (Curran, 2016; Ward & Meade, 2023).

ب. ثبات نمط الاستجابة: يستخدم فيه مؤشرين شائعين، الأول هو السلسلة الطويلة Long-String وهو أطول سلسلة من الاستجابات المتطابقة أو أقصى عدد من البدائل المتكررة المتتالية التي اختارها الفرد، أو متوسط عدد السلاسل المتتالية سواء تكررت أم لا Average Long-String ، واقترحت بعض البحوث عتبة لهذا المؤشر، ومنها عدد سلسلة الاستجابات المتكررة التي تساوي أو تزيد عن نصف طول المقياس (Curran,

2016)؛ أو ٩ مفردات (DeSimone & Harms, 2018) في مقياس يتضمن ٢٤ مفردة إيجابية الاتجاه؛ ومنها التي اشتقها (عثمان بني عيسى ونضال الشريفين، ٢٠٢٤) من أقصى عدد وجده في العينة وهي ٥ مفردات (أي ١٠% تقريبا من عدد مفردات استبيانه)؛ وتوجد طريقة مشابهة أخرى لهذا المؤشر تسمى تكرار الاستجابة، فيتم رصد عدد استجابات الشخص التي تطابق استجابته على مفردتين سابقتين (Kam & Chan, 2018;).

وهذا المؤشر لكشف استجابات الإهمال يختلف عن أسلوب الاستجابة، في أن اختيار الفرد في السلسلة الطويلة لنفس البديل يتم بدون النظر إلى اتجاه المفردات إيجابي أو سلبي؛ لذلك تطبق قبل تعديل اتجاه تصحيح المفردات العكسية إن وجدت بالمقياس.

ونظرا لأن هذه الطريقة تفترض أنه ليس من المحتمل أن يختار المستجيب الجاد نفس البديل لعدد كبير من المفردات المتتالية؛ يقترح (Brower, 2018; DeSimon et al., 2015) استخدامها عندما يكون المقياس متعدد الأبعاد أو يتضمن مزيج من المفردات الموجبة والعكسية.

ويعتبر (Curran, 2016) أن تطبيق طريقتي السلسلة الطويلة وزمن الاستجابة هو الحد الأدنى للبدء في الكشف عن استجابات الإهمال وحذف أسوأ المستجيبين، ويمثل بداية جيدة قبل تنفيذ طرق أكثر تعقيدا، وعلى الرغم مما يشوبهما من قيود، فإن حذف أسوأ المستجيبين أفضل من لا شيء على الإطلاق.

والمؤشر الثاني هو التباين داخل نمط استجابات الفرد Intra-Individual Response Variability(IRV) ، وفكرته عكس الأول؛ حيث يقيس مدى انحراف استجابات الفرد عن نقطة المنتصف أو المركز الشخصية الخاصة به عبر مجموعة من مفردات المقياس، بحساب الانحراف المعياري لدرجاته في مفردات المقياس، وتدل قيمة الانحراف الكبيرة على أن استجابة الفرد كانت على قدر كبير من العشوائية (Curran, 2016; Goldammer, et al., 2024)، وقد تدل القيم التي تساوي أو تقترب من الصفر على أن نمط استجابة المفحوص ثابت.

ج. عدم اتساق الاستجابة: يستخدم فيه عدة مؤشرات، ومنها مؤشرات عدم الاتساق مع معيار العينة، باستخدام إجراء معتاد في التحليل الإحصائي للاستبيانات بحذف القيم المتطرفة عن باقي التوزيع متعدد المتغيرات للاستجابات على جميع المفردات، مثل مؤشر مسافة ماهالانوبس Mahalanobis، التي تفترض أن معظم استجابات أفراد العينة على المقياس طبيعية وليس بها إهمال، فتفحص ابتعاد استجابات الفرد عن منتصف أو مركز استجابات العينة، ويتم حسابها لكل فرد، ثم يتم ترتيب الأفراد تنازليا وفقا لها، والكشف يتم وفقا للقيم المتطرفة التي تزيد عن القيم الحرجة لمربع كاي، أي كلما زادت قيمة هذه

المسافة كان احتمال ظهور استجابة الإهمال؛ ومنها أيضا مؤشر ارتباط الشخص بالمجمل Person-Total Correlation، ويتم حسابه بين كل من متجه استجابات الفرد ومتجه متوسطات الآخرين بالعينة على نفس المفردات (عبدالناصر عامر ، ٢٠١٨؛ Curran, 2016; Pallant, 2020; Goldammer, et al., 2024).

ومنها أيضا مؤشرات عدم الاتساق داخل الفرد Individual Inconsistency، مثل مؤشر الثبات الشخصي المحسوب من قيمة الارتباط بين متوسط درجات استجابات الشخص على نصفي المفردات الزوجي والفردي عبر أبعاد المقياس، وتصحيحه من أثر الطول، فإن كانت قيمة معامل ثبات الفرد أقل من ٠,٣٠ مثلا دل على الإهمال؛ ومثل مؤشر آخر هو الارتباط بين استجاباته على مفردات أصلية موجودة بالفعل في المقياس، ومنها: مؤشر المفردات المتضادة (أو المتشابهة) سيكومتريا، وهي التي لا تقل القيمة المطلقة للارتباط فيما بينها عن ٠,٦٠ مثلا، أو سواء صاحب هذا ارتباط في المعنى اللغوي المعنى أم لا، ويعتبر من القيود الحسابية للمؤشرين ألا يكون عدد الأزواج التي يحسب منها الارتباط قليل جدا، ووجود تباين للفرد عبر هذه الأزواج (DeSimon et al., 2015; Curran, 2016; Goldammer, et al., 2024).

ويعرض الباحث فيما يلي مثال لطريقة حساب بعض المؤشرات لاستجابات أحد الطلاب في مقياس الإرهاق الأكاديمي:

ID544: 1,2,1,4,2,1,4,4,4,5,1,7,7,2,7

ID544Reversed: 1,2,1,4,2,1,4,4,4,3,7,1,1,6,1

قبل تعديل اتجاه تصحيح المفردات العكسية (ID544): كان مؤشر السلسلة الطويلة= أقصى عدد من البدائل المتكررة المتجاورة أو المتتالية=٣؛ وكان مؤشر متوسط السلسلة= مجموع تكرارات السلاسل (١+١+١+١+١+٣+١+١+٢+١+١)÷١٢سلسلة =١,٢٥؛ بينما بعد تعديل اتجاه تصحيح المفردات العكسية (ID544Reversed): كان مؤشر التباين داخل استجابات الفرد=الانحراف المعياري لعينة الاستجابات = ١,٩٧؛ ولحساب مؤشر الثبات الشخصي كانت درجاته في العوامل على النصف الفردي (1,1,2;1,4;3,1,6)، والنصف الزوجي (2,4;4,4;7,1,1)، ثم حساب المتوسطات فيهما (1.33;2.5;3.33)، (3;4;3)، ثم معامل الارتباط بين المتوسطات= ٠,٠٩٦، والثبات الشخصي للفرد= تصحيح طول معامل الارتباط بمعادلة سبيرمان–براون=(٢× ٠,٠٩٦)÷(١+ ٠,٠٩٦)= ٠,١٧٥.

مما يعني أن استجابات هذا الطالب يمكن تصنيفها عند درجات قطع تقريبية كمثال، على أنها جادة وفقا لمؤشري: السلسلة الطويلة (أقل من ٥)؛ ومتوسط السلسلة (أقل من

٢)، بينما تصنف على أنها استجابة إهمال وفقا لمؤشري: التباين داخل الفرد (قيمته كبيرة تقترب من ٢)، والثبات الشخصي (قيمته أقل من ٠,٣٠).

ويشير (Curran, 2016) إلى أنه لا يجب تطبيق طريقة واحدة بمعزل عن بعض الطرق الأخرى؛ فعند استخدام طريقة تفحص اتساق الاستجابة على أنها صفة إيجابية، وإهمال طريقة تفحص ثبات نمط الاستجابة على أنها صفة سلبية، من المرجح أن تحذف أفرادا يقدمون استجابات شديدة التباين مع الاحتفاظ بتلك التي لا يتغير نمطها مثل "موافق بشدة"، أو العكس.

واستخدم (Kam & Chan, 2018) مؤشر المفردات الموجهة، حيث تكون من خمس مفردات موزعة في مواضع مختلفة لاستبيان إلكتروني مكون من ٣٠٠ مفردة في العوامل الكبرى للشخصية والرضا الوظيفي على ٧٢٦ فردا، وتراوحت نسب استجابات الإهمال ممن لم يتبعوا التوجيهات في كل مفردة من المفردات الخمسة بين ٣–٢٣% من أفراد العينة، كما أظهرت النتائج تمتع المؤشر باتساق داخلي مرتفع (KR20= 0.78)، وصدق تقاربي جيد مع طرق أخرى في الكشف تتعلق بعدم اتساق الاستجابة؛ حيث كانت قيمة الارتباط بينها وطرق المتضادات والمترادفات والمفردات الفردية–الزوجية ومسافة ماهالانوبس (–٠,٥٣، ٠,٥٥، ٠,٤٦) على الترتيب، بينما كانت قيمته متوسطة مع ماهالانوبس (–٠,٢٩)، وضعيفة مع طرق النمط الثابت للاستجابة مثل السلسلة الطويلة وتكرار الاستجابة (–٠,١٤، –٠,١٥)، وأن حذف استجابات الإهمال باستخدام خمس مفردات موجهة زاد من قوة معاملات الارتباط بين المفردات الإيجابية والعكسية في مقياس التفاؤل.

واقترح (Yentes, 2020) من نتائج استخدامه بيانات مولدة بالمحاكاة درجات قطع لبعض طرق الكشف، وحددها في السلسلة الطويلة بمقدار ٠،٤ انحراف معياري فوق متوسط العينة، كما حددها في مسافة ماهالانوبس بمقدار ٠،٥ انحراف معياري فوق متوسط العينة ولكن نتج عنها خطأ في استبعاد ٣٠% من الأفراد الجادين في ذات الوقت.

واتضح من نتائج (Goldammer, et al., 2024) التي طلب فيها من المشاركين الإجابة بإهمال وعدم اهتمام على كل مفردات مقياس BFI2-60 أو الثلث الأخير منه، أن الطرق غير المباشرة أفضل في الكشف من الطرق المباشرة، وأن المفردات الوهمية كانت أفضل من المفردات الموجهة من نوع اختيار بديل معين.

وعند استخدام (Curran & Hauser, 2019) لقائمة بها مفردات من نوعين: وهمية أو موجهة من نوع اختيار بديل معين، طلب من كل فرد أثناء الإجابة أن يسجل بصوت مسموع سبب اختياره، وأظهرت النتائج أن المفردات الوهمية كانت أدق في كشف

الاستجابات الجادة عن النوع الثاني؛ حيث كانت نسب استجابات الأفراد التي تم تصنيفها بالخطأ على أنها جادة False Negative وهي إهمال بالفعل أقل؛ بينما كانت نسب استجابات الأفراد التي تم تصنيفها بالخطأ على أنها إهمال False Positive وهي جادة بالفعل متقاربة في النوعين.

ويشير (DeSimone & Harms, 2018) إلى أن الأدبيات لا توفر الإجابة الحاسمة بشأن أفضل الطرق، أو تحديد درجات القطع المناسبة لكل طريقة كشف، ويفضل ألا يشجع القراء على البحث عن قيمة قطع "مثالية" لأي إحصائية، بل يشجعهم على تقييم أدلة متعددة عند اتخاذ قرار استبعاد أي مشارك. ومع ذلك، يمكن أن تساعد معرفة خصائص التوزيع لطرق الكشف في توجيه هذه القرارات، وكذلك معرفة الترتيب النسبي للمستجيبين في كل مؤشر.

وعند الحديث عن البحوث العربية على ندرتها وبالنسبة لعدد طرق الكشف؛ اعتمدت هذه البحوث على طريقة واحدة، حيث استخدم (عثمان بني عيسى ونضال الشريفين، ٢٠٢٤) مؤشر السلسلة الطويلة، واستعان (ربا الجوارنة ومحمود القرعان ، ٢٠٢٠؛ Alquraan, 2019, 2024) بمؤشر مطابقة الفرد لنموذج يعتمد على نظرية الاستجابة للمفردة، بينما اعتمد (Hazaimeh, & Alquraan, 2022) على طريقة المفردات المتكررة العكسية، ومدى توافقها مع مؤشري مطابقة الفرد ومسافة ماهالانوبس، إلا أنه لم يتضمن نسب الانتشار فيهما.

وأشار (عثمان بني عيسى ونضال الشريفين، ٢٠٢٤) إلى بعض طرق التقليل من استجابات الإهمال، ومنها على سبيل المثال: كتابة الفرد اسمه، ولها جانب إيجابي في شعور الفرد بالمساءلة فيقل الإهمال، وجانب سلبي في الأسباب التي قد تدفعه إلى تزييف الاستجابة؛ ونمط التعليمات المقدمة للفرد، ومنها: نمط التعهد بالالتزام بشروط الإجابة بصدق واهتمام قبل البدء، ونمط النفاق الاجتماعي بأن تطلب منه قبل البدء لأنه فرد مثالي أن يكتب نصائح حين يقرأها الآخرين تجعل استجاباتهم أكثر جدية، ونمط التغذية الراجعة بأن تطلب منه في النهاية تقييم مدى تركيزه في إجابة المفردات.

٣,٢. تأثيرها في قياس المتغيرات

ويجب حذف استجابات الإهمال لأنها تؤثر في: مصداقية وجودة النتائج، والخطأ من النوع الثاني عند اختبار الفروض لأن حجم العينة الكبير يقل بالإهمال، وقيم الثبات، ومعاملات الارتباط وبخاصة عندما يصدر عن الفرد استجابات الإهمال من النوع المنتظم (محمد حسين، ٢٠٢١).

ويرى (Curran, 2016) أن استجابات الإهمال لها تأثير في التضخيم –أو التخفيض– الزائف لقوة العلاقة بين متغيرين، وقابلية تكرار النتائج عند إجراء نفس الدراسة.

وفي البحوث العربية، توصل (Hazaimeh, & Alquraan, 2022) إلى أن استبعاد استجابات الإهمال لدى طلاب جامعة اليرموك باستخدام طريقة المفردات المتكررة العكسية أدى إلى خفض قيم ثبات مقياس الاتجاهات نحو الإحصاء؛ بينما كان الاستبعاد باستخدام مؤشر مطابقة الفرد لنموذج يعتمد على نظرية الاستجابة للمفردة في نتائج (Alquraan, 2019) لدى الطلاب بجامعات أردنية بتحسن مؤشرات صدق البناء العاملي في مقياس تقييم جودة التدريس، وأظهرت نتائج (عثمان بني عيسى ونضال الشريفين، ٢٠٢٤) أن التحسن في بعض قيم ثبات مقياس الرضا الوظيفي لدى المعلمين بالأردن يرجع إلى التفاعل بين وجود مراقب افتراضي ونمط التعليمات، ولم تتوفر أية نتيجة عن تأثير مؤشر السلسلة الطويلة في هذه القيم، لأنه استخدم نفس المؤشر مع جيمع المجموعات، ولم يهدف لذكر قيم الثبات قبل الاستبعاد.

وتتلخص بعض نتائج بحوث تأثير استجابات الإهمال العشوائية أو المنتظمة على الخصائص السيكومترية للمقاييس، حيث انخفض الثبات نتيجة ظهور الخطأ العشوائي الناتج عن استجابات الإهمال، وكان حجم العلاقات بين المتغيرات أقل (وأحيانا يتضخم لو كان الخطأ منتظما) في العينة الكاملة من العينة المحذوف منها غير الجادين، وما يتبعه من تأثير في نتائج التحليل العاملي من حيث دقة تشبعات العوامل وصدق البناء العاملي والصدق التقاربي والتمييزي وتحليل الإنحدار التي تتحسن عند حذف هؤلاء الأفراد، وبالتالي نتائج الفروض البحثية (Ward & Meade, 2023; Arias, et al., 2020).

وأشار (Stosci, et al., 2024) إلى أن عدم استبعاد البيانات من المشاركين الذين يستجيبون بإهمال في الاستبيانات أو المهام السلوكية سيؤدي في كثير من الأحيان إلى نتائج تصنيفية خاطئة (False Positive (or Negative)، وما يترتب عنها من نتائج مبالغ فيها بشكل زائف. وعند مراجعتهم المنهجية لإجراءات فحص الاستجابة الكاملة في بعض البحوث التي تستخدم عينات مدفوعة عبر الإنترنت (مثل: MTurk) منشورة في مجلتين بارزتين في علم النفس، وجد أن معظم الباحثين لم يقوموا بأي نوع من الفحص أو كان فحصًا بسيطًا للغاية.

ويلاحظ في عدد من البحوث السابقة استخدام بيانات مصطنعة سواء بتوليد بيانات عن طريق المحاكاة (مثل: Yentes, 2020)، تضع شروطا أوخصائص للبيانات المولدة قد لا توجد في الواقع؛ أو بأن تطلب من العينة الاستجابة بإهمال وبدون تفكير على كامل

الاستبيان أو الثلث الأخير منه، والتي تعكس جزئياً فقط بروتوكولات استجابة الإهمال التي يصدرها الإنسان في الموقف الطبيعي منه (مثل: Goldammer, et al., 2024)؛ ولهذا رأى الباحث أن يتم التطبيق في ظروف طبيعية على طلاب كليتي التربية من خلال رابط استبيان إلكتروني، ويتاح للطالب حرية المشاركة أو عدمها؛ ليتيح ظهور استجابات الإهمال بشكل طبيعي.

كما استخدمت البحوث التي تم تناولها في البحث الحالي التي اهتمت بتأثر الثبات معامل ألفا كرونباخ ولم تستخدم معامل ماكدونالد أوميجا؛ حيث أشار (أمحمد تيغزة، ٢٠١٧؛Hayes, & Coutts, 2020) إلى أنه رغم الاستعمال الواسع لمعامل ألفا، إلا أن بها بعض الاشتراطات مثل تساوي تشبعات مفردات العامل الواحد، وهو قد لا يتحقق في الواقع؛ بينما يراعي معامل ماكدونالد أوميجا الأكثر عمومية من ألفا الاختلاف بين هذه التشبعات، كما يسهل حسابه حديثا من خلال بعض البرمجيات ومنها برنامج SPSS الذي تمت الاستعانة به في البحث الحالي.

وبناء على ما سبق، ومن خلال العرض السابق للأدبيات والبحوث التي اختلف بعضها في نسب انتشار استجابات الإهمال وفق كل طريقة كشف، وندرة البحوث العربية التي كشفت عن استجابات الإهمال، واعتمادها في هذا على طريقة كشف واحدة مباشرة أو غير مباشرة؛ استخدم الباحث طرق كشف متنوعة ليتعرف حجم الانتشار وفقا لكل طريقة، ودقة كل طريقة من خلال حساب الثبات بمعامل أوميجا.

٣. هدف البحث وأهميته

٣، ١. هدف البحث

يتلخص في الهدفين التاليين:

١- تعرف حجم انتشار استجابات الإهمال باستخدام طرق الكشف المختلفة.

٢- تحديد دقة طرق كشف استجابات الإهمال من خلال تأثيرها في الثبات.

٣، ٢. أهمية البحث: قد تفيد نتائج البحث فيما يلي:

- تفتح آفاقا أمام الباحثين في البيئة العربية والمصرية لدراسة طرق متنوعة للكشف عن ظاهرة استجابات الإهمال في المقاييس النفسية والاستبيانات، ولا سيما أنه متغير حديث على البيئة العربية.
- تبين للمتخصصين في مجال القياس النفسي والتربوي ضرورة الاستعانة ببعض طرق الكشف عن استجابات الإهمال قبل وبعد تصميم الاستبيان، لما يترتب عليها من تحديد حجم الانتشار وتأثير في الخصائص السيكومترية.

- تناول فئة هامة وهي طلبة الجامعة وبخاصة الطلبة المعلمين مربي أجيال المستقبل، ويأمل فيها المجتمع تطوره وتقدمه، ويهتم بتقييم جوانب شخصيتهم بأدوات متنوعة أكثرها شيوعا هو الاستبيان أو المقياس؛ والكشف عن استجابات الإهمال من بعضهم يعود بالنفع على دقة القياس، وما يترتب عليه من اتخاذ قرار في الفروض البحثية.

٤. التعريف الإجرائي لمصطلحات البحث

- **استجابات الإهمال:** هي سلوك عشوائي أو منتظم يتبعه الشخص في اختيار أحد بدائل المفردة الموضوعية بدون بذل جهد كاف في قراءة وفهم محتوى مفردات المقياس أو الاستبيان؛ وقد يرجع إلى نقص في دافعيته أو تشتت انتباهه أو شعوره بالملل أو افتقار الضبط البيئي ولا سيما في الاستبيان الإلكتروني (محمد حسين، ٢٠٢١؛ Stosic, et al., 2024).
- **الكشف عن استجابات الإهمال:** تحديد الأشخاص الذين اتبعوا سلوك الإهمال في إجابة المقياس أو الاستبيان. وتنقسم إلى:
- **طرق مباشرة:** تستخدم فيها مفردات إضافية قد يلاحظها المفحوص الجاد ومنها الموجهة، المتكررة، والتقرير الذاتي.
- **طرق غير مباشرة:** تعتمد على مفردات المقياس نفسه، وتستخدم فيها مؤشرات مثل زمن الاستجابة، ثبات نمط الاستجابة (السلسلة الطويلة، ومتوسط السلسلة، والتباين داخل استجابات الفرد)، وعدم الاتساق (مسافة ماهالانوبس، التشابه أو التضاد، الثبات الشخصي). (Desimone, et al., 2015; Curran, 2016; Ward & Meade, 2023).

٥. منهج وإجراءات البحث

٥، ١ منهج البحث

تم استخدام المنهج الوصفي التحليلي من خلال الكشف عن حجم انتشار استجابات الإهمال باستخدام طرق الكشف المختلفة، وتحليل شكل التوزيع البياني لتقديرات الطلاب على بعضها، وتحديد دقة طرق الكشف من خلال تأثيرها في قيم الثبات بعد حذف الطلاب ذوي استجابات الإهمال.

٥، ٢ المشاركون

بلغ عدد المشاركين في البحث الحالي ١٦١١ طالبا بكليتي التربية جامعة حلوان وجامعة ٦ أكتوبر في الفصل الأول من العام الدراسي ٢٠٢٤-٢٠٢٥، وتراوح عمرهم

الزمني بين ١٧– ٢٤,٣ سنة (م = ١٩,٥، ع = ١,٤٠)، وكان توزيعهم من حيث النوع (الإناث ٦٨,٢% والذكور ٣١,٨%)، والجامعة (حلوان ٨٧,٨%، ٦أكتوبر ١٢,٢%)، والفرق الدراسية (الأولى ٥٧,٢%، والثانية ٢٢%، والثالثة ٦,٣%، والرابعة ١٤,٥%)؛ وهي عينة متاحة.

حيث تم إرسال رابط الاستبيان الإلكتروني لهم عبر مجموعات *WhatsApp* للطلاب بالتعاون مع أعضاء هيئة التدريس، ولم يجبر أي طالب على المشاركة، أي أنها من المتطوعين، وتم جمع ١٧٨٦ استجابة على الاستبيان الإلكتروني، وتبين عند فحصها وجود تكرار لأسماء بعض الطلاب قاموا بإدخال استجاباتهم كاملة مرتين أو ثلاثة، فتم الإبقاء على الإدخال الأول فقط للطالب الواحد؛ لضبط التأثير المحتمل في معالجة الطالب للمفردات نتيجة للتكرار، وتم تقسيم الاستجابات المتبقية إلى مجموعتين بطريقة عشوائية باستخدام برنامج SPSS، تكونت الأولى من ٦١١ طالبا للتحقق من الخصائص السيكومترية؛ وشملت الثانية ١٠٠٠ طالبا للإجابة عن أسئلة البحث.

٥، ٣ أدوات البحث

تم تطبيق "استبيان لطلاب الجامعة" في قالب إلكتروني *Microsoft Form*، ويظهر للطالب في ثلاثة مقاطع أو صفحات، وهي: البيانات الأساسية، الإرهاق الأكاديمي، أبعاد الشخصية؛ حيث تضمن الأدوات الآتية:

١. المفردات الإضافية للتحقق من الإهمال (أعدها الباحث)
٢. مقياس الإرهاق الأكاديمي إعداد Schaufeli, et al. (2002). وتعريب Khalifa (2023).
٣. مقياس العوامل الخمسة الكبرى للشخصية إعداد Soto & John (2017). وتعريب كل من: بدر الأنصاري وطلال العلي (٢٠٢٢)، و Al-Zoubi & Astal (2020).

وقد حاول الباحث الاعتماد على بعض النقاط التالية عند تصميم هذا الاستبيان، ومنها أن يتم اختيار مقياسين يعتمدان على نظريات راسخة، ولهما انتشار واسع عالميا وخصائص سيكومترية جيدة، وتتوفر لهما نسخة معربة، وهو ما تحقق في كل من الإرهاق الأكاديمي (Khalifa, 2023; López-Gómez, González-Fernández, & Khampirat, 2025)، والعوامل الخمسة الكبرى للشخصية (بدر الأنصاري وطلال العلي، ٢٠٢٢؛ أحمد عبدالخالق، ٢٠١٦، ٢٠٢١)؛ وألا يتجاوز عدد فقرات الاستبيان بمكوناته الثلاثة ٦٠ مفردة.

٣،٥، ١. المفردات الإضافية للتحقق من الإهمال

أعدها الباحث، بعد الاطلاع على الطرق المباشرة لكشف الإهمال، وتعليمات التقليل منه، وتم بناءها لتطبق في مواضع مختلفة من مقاطع الاستبيان الثلاثة، ومنها:

- كتابة الطالب لاسمه الرباعي في مقطع البيانات الأساسية؛ لأن هذا قد يشعره بالمسئولية.
- **ثلاث مفردات تقيس الميل تجاه موضوع الاستبيان:** منهم مفردة في نهاية مقطع البيانات الأساسية، تهدف إلى قياس ميله لموضوع الاستبيان وأنه يمثل له قيمة: "لو مهتم تعرف نتيجة تقييم شخصيتك في هذا الاستبيان أكتب إيميلك أو موبايلك، لو مش مهتم لا تكتب شيء"، ومفردة تقرير ذاتي بعد الانتهاء من إجابة كل مقياس وبنفس بدائله، بأنه أعطى المقياس الاهتمام الكافي وأجاب بجدية وتركيز، والمفردتين هما: "أعطيت هذا الاستبيان الانتباه أو الاهتمام الكافي حتى الآن"، " لقد قمت بالإجابة على الفقرات السابقة في الاستبيان بجدية وتركيز تام".
- **مفردتين متكررتين:** تم صياغة كل مفردة منهما متضادة في معنى مفردة أصلية بالمقياس، منها مفردة وضعت في نهاية المقطع الثاني لها معني يناقض المفردة (١٢) في مقياس الإرهاق الأكاديمي: " لا أرى نفسي طالبا جيدا"، والمفردة الثانية وضعت في نهاية المقطع الثالث لها معني يناقض المفردة (٩) في مقياس الشخصية Big5: "يميل إلى الشعور بالسعادة والفرح"، وكلما كان الفرق كبيرا بين درجتي الطالب في الاستجابة على المفردة الأصلية والمفردة المتضادة في المعنى –بعد تعديل اتجاه تصحيحها– دل على الإهمال.
- **مفردتين موجهتين:** تطلب كل مفردة من الطالب أن يترك الإجابة عليها؛ فإن اختار الطالب أي بديل من البدائل دل ذلك على الإهمال، منها مفردة وضعت في نهاية المقطع الثاني: أنا طالب في الجامعة، يرجى منك ترك هذا السؤال بدون إجابة، والمفردة الثانية وضعت في منتصف المقطع الثالث بعد المفردة (١٥) في مقياس الشخصية Big5: أنا شخص يقرأ تعليمات الاستبيان بدقة وحرص، وحتى يتضح ذلك؛ يرجى منك أن تترك هذا السؤال بدون إجابة.
- **مفردة دوافع الطالب:** تم وضعها في نهاية الاستبيان، وتوجه سؤال مفتوح للطالب: ما الأسباب التي دفعتك لإجابة الاستبيان الحالي؟

٣،٥. ٢. مقياس الإرهاق الأكاديمي MBI-ss

إعداد Schaufeli, et al. (2002) . وتعريب Khalifa (2023)، ويتكون من ١٥ مفردة تقرير ذاتي (**ملحق ١**) موزعة على ثلاثة عوامل للإرهاق: الإجهاد الانفعالي يشمل ٥ مفردات موجبة (مثال: تمثل المذاكرة أو حضور المحاضرات بالفعل ضغطا كبيرا عليّ)، والسخرية به ٤ مفردات موجبة (مثال: أصبحت أكثر تهكما حول الفائدة المتوقعة من دراستي بالكلية)، والفاعلية الأكاديمية تشمل ٦ مفردات عكسية الاتجاه، (مثال: أثق أن مشاركتي تكون فعالة في المحاضرات التي أحضرها)، يجيب الطالب عن كل مفردة بطريقة ليكرت سباعي التدريج (لم أشعر بذلك أبدا إلى أشعر بذلك دائما)، لتتراوح درجة كل مفردة بين ١- ٧ درجات، ويتضح الإرهاق الأكاديمي من الدرجة المرتفعة على كل من الإجهاد الانفعالي والسخرية، والدرجة المنخفضة على الفاعلية الأكاديمية (بعد عكس اتجاه التصحيح).

وتحقق معدوا المقياس من صدق البناء العاملي عن طريق التحليل العاملي التوكيدي لاستجابات ١٦٦١ طالبا جامعيا من إسبانيا والبرتغال وهولندا، واتضح تطابق نموذج العوامل الثلاثة السابقة، وفي الثبات تراوحت قيم معامل ألفا بين ٠,٧٤- ٠,٨٠؛ ٠,٧٩- ٠,٨٦؛ ٠,٦٧- ٠,٧٦ لكل عينة في العوامل السابقة على الترتيب.

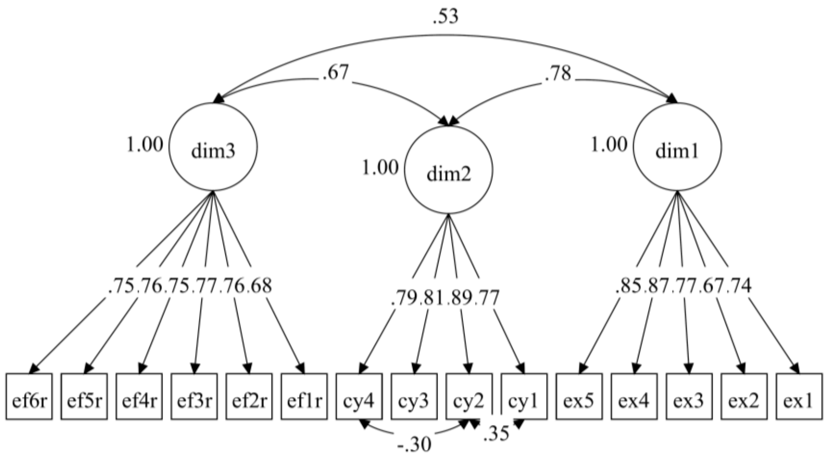
وتحققت (Khalifa, 2023) من صدق بناء المقياس باستخدام التحليل العاملي التوكيدي لاستجابات ٣٤١ طالبا بكلية التربية جامعة حلوان، وأسفر عن تطابق نموذج العوامل الثلاثة المشاهدة السابقة، وتراوحت تشبعات مفردات كل عامل بين ٠,٥٤- ٠,٨١؛ ٠,٦٨-٠,٩١؛ ٠,٤٤-٠,٧٣ على الترتيب، وفي الثبات بلغت قيمة معامل ماكدونالد أوميجا في العوامل السابقة ٠,٨٣، ٠,٨٨، ٠,٧٧ على الترتيب؛ إلا أنه لم تتوفر تفاصيل على مستوى كل مفردة من حيث التشبع أو الاتساق الداخلي.

وفي البحث الحالي، تم جمع استجابات المجموعة الأولى من الطلاب المشاركين (ن= ٦١١ طالبا)، وتم اتباع بعض الإجراءات التقليدية للتحقق من الخصائص السيكومترية بعد تصحيح اتجاه المفردات العكسية؛ حيث تم حذف الأفراد ذوي القيم المتطرفة في مسافة ماهالانوبس التي تزيد عن القيمة الحرجة لمربع كاي، وهي ٣٠,٥٨ أو ٥٠,٨٩ (Field, 2024) في الإرهاق الأكاديمي أو عوامل الشخصية عند مستوى دلالة أقل من ٠,٠١ ودرجات حرية ١٥، ٣٠ على الترتيب.

ثم تم إجراء التحليل العاملي التوكيدي للمقياس على الاستجابات (ن= ٥١٢ طالبا) باستخدام برنامج JASP، وكانت طريقة التقدير هي المربعات الصغرى الموزونة المناعية *WLSMV*، وأشار (عبدالناصر عامر ، ٢٠١٨) إلى أنها تستخدم عند التعامل مع البيانات الرتبية، وتوفر تقديرات ومعالم مصححة ودقيقة وغير متحيزة في مختلف

الظروف من عدم الاعتدالية أو حجم العينة، واختار الباحث في إعدادات البرنـامج أسلوب خوارزميات Mplus، والطريقة المناعية *Robust* في تقدير الأخطاء المعيارية.

حيث تم اختبـار مطابقـة نمـوذج الثلاثـة عوامـل الكامنـة مـن الدرجـة الأولـى السـابقة المكونة للمقياس، الذي افترضه معدو المقياس.



شكل (١) البنية العاملية لمقياس الإرهاق الأكاديمي

واتضـح مـن شـكل(١) وجـدول(١) وجـدول(٢) أن جميـع تقـديرات المفـردات دالـة، وبالتـالي لـم تحـذف أيـة مفردة، إلا أن قيمـة $X^2(85)=287.13$ فـي جـدول(١) دالـة عنـد مستوى أقل مـن ٠,٠١ بسـبب حجم العينـة، ولكن قيمـة نسـبة مربـع كـاي (٣,٣٨) ليسـت دالـة، وبينـت مؤشـرات حسـن المطابقـة أن هـذا النمـوذج تمتـع بمطابقـة جيـدة لاسـتجابات الطـلاب علـى المقيـاس. وبلغـت قيمـة مؤشـر **جـذر متوسـط مربـع خطـأ الاقتـراب** (RMSEA=0.068)، وهـذا بعد تحسـين النمـوذج وفقـا لمؤشـر التعديل Modification Index، حيـث تـم الـربط بـين بعـض الأخطـاء المعياريـة. ووقعـت قيم مؤشـرات المطابقـة الأخرى في المدى المثالي. مما يدل على مطابقة النموذج للبيانـات، وأن المقيـاس صـادق عامليا.

جدول(١) مؤشرات حسن المطابقة لنموذج الثلاثة عوامل الكامنة لمقياس الإرهاق الأكاديمي

م	المؤشر	قيمته	المدى المثالي (وأفضل قيمة)(*)
١	قيمة مربع كاي (X^2)	٢٨٧,١٣	غير دالة
٢	نسبة مربع كاي (X^2 / df)	٣,٣٨	صفر – ٥
٣	جذر متوسط مربع خطأ الاقتراب RMSEA	٠,٠٦٨	صفر – ٠,١ (٠)
٤	مؤشر المطابقة المقارن CFI	٠,٩٧٦	صفر –١ (١)

٥	مؤشر توكر ولويس TLI	٠,٩٧٠	صفر –١ (١)
٦	مؤشر حسن المطابقة GFI	٠,٩٩٦	صفر – ١ (١)
٧	مؤشر المطابقة المعياري NFI	٠,٩٦٦	صفر – ١ (١)
٨	مؤشر المطابقة النسبي RFI	٠,٩٥٨	صفر – ١ (١)

(*) (عزت حسن، ٢٠١٧، ٣٩)

واتضح من جدول(٢) أن تقديرات الأوزان الانحدارية لمفردات المقياس كانت جميعها دالة، وتراوحت تشبعات مفردات كل عامل بين ٠,٦٧-٠,٨٧؛ ٠,٧٧-٠,٨٩؛ ٠,٦٨-٠,٧٧ على الترتيب، أي كانت أكبر من ٠,٣٠، مما يدل على صدق مفردات المقياس.

جدول (٢) قيم ودلالة تشبعات مفردات مقياس الإرهاق الأكاديمي

العامل	المفردة	الوزن الانحداري المعياري	الوزن الانحداري اللامعياري	الخطأ المعياري	النسبة الحرجة ودلالتها	معامل التحديد R2
الإجهاد الانفعالي	١	٠,٧٤	٠,٨٥	٠,٠٢٨	**٣٠,٩٩٤	٠,٥٥٣
	٢	٠,٦٧	٠,٧٧	٠,٠٣١	**٢٥,٠١٠	٠,٤٤٨
	٣	٠,٧٧	٠,٨٩	٠,٠٣٠	**٢٩,٤٤٧	٠,٥٩٧
	٤	٠,٨٧	١,٠٠	-	-	٠,٧٥٨
	٥	٠,٨٥	٠,٩٨	٠,٠٢٣	**٤٢,٧١١	٠,٧٢٧
السخرية	٦	٠,٧٧	٠,٨٦	٠,٠٢٥	**٣٤,٣٢٣	٠,٥٨٥
	٧	٠,٨٩	١,٠٠	-	-	٠,٧٩٩
	٨	٠,٨١	٠,٩٠	٠,٠٣١	**٢٨,٨٧٠	٠,٦٤٧
	٩	٠,٧٩	٠,٨٨	٠,٠٣٣	**٢٦,٩٠٩	٠,٦٢٤
الفاعلية الأكاديمية	١٠	٠,٦٨	٠,٨٨	٠,٠٤٢	**٢٠,٩٧٧	٠,٤٥٧
	١١	٠,٧٦	٠,٩٩	٠,٠٣٨	**٢٦,٢٩٥	٠,٥٨٣
	١٢	٠,٧٧	١,٠٠	-	-	٠,٥٩١
	١٣	٠,٧٥	٠,٩٧	٠,٠٤١	**٢٣,٥٤١	٠,٥٥٦
	١٤	٠,٧٦	٠,٩٩	٠,٠٣٩	**٢٥,٦٢٧	٠,٥٧٩
	١٥	٠,٧٥	٠,٩٨	٠,٠٣٩	**٢٥,١١٦	٠,٥٦٣

(*) دالة عند ٠,٠٥ ، (**) دالة عند ٠,٠١

وتم التحقق في البحث الحالي من الثبات والاتساق الداخلي باستخدام برنامج SPSS؛ حيث بلغت قيمة معامل ماكدونالد أوميجا في العوامل السابقة ٠,٨٦٧، ٠,٨٦٠، ٠,٨٥٥ على الترتيب، ولم توجد أية مفردة تقلل من قيمة هذا المعامل سوى المفردة ٩ بالعامل الثاني، ولكن إن تم حذفها زاد المعامل إلى ٠,٨٦٢، وهي زيادة طفيفة جدا؛ لذا تم الإبقاء عليها، وبلغت قيمة معامل جوتمان للتجزئة النصفية ٠,٨٣٥، ٠,٨٨١، ٠,٨٦٨ في العوامل الثلاثة على الترتيب.

وتم التحقق أيضا من الاتساق الداخلي؛ حيث كانت قيم معامل الارتباط المصحح *CI-TC* في جدول(٣) بين كل مفردة وبعدها تتراوح بين ٠,٥٩ و ٠,٧٨. ومما تقدم يدل على أن المقياس يتمتع بخصائص سيكومترية جيدة.

جدول(٣) معاملات الارتباط المصحح في الإرهاق الأكاديمي بين درجة كل مفردة وبعدها

العامل	رقم المفردة	معامل الارتباط	العامل	رقم المفردة	معامل الارتباط	العامل	رقم المفردة	معامل الارتباط
الإجهاد الانفعالي	١	٠,٦٠	**السخرية**	٦	٠,٧٠	**الفاعلية الأكاديمية**	١٠	٠,٥٩
	٢	٠,٦٣		٧	٠,٧٨		١١	٠,٦٣
	٣	٠,٦٨		٨	٠,٧٣		١٢	٠,٦٦
	٤	٠,٧٦		٩	٠,٦١		١٣	٠,٦٥
	٥	٠,٧٦					١٤	٠,٦٧
							١٥	٠,٦٨

٣،٥. ٣. مقياس العوامل الخمسة الكبرى للشخصية المختصر BFI-2s

أعده Soto & John (2017). وهو صورة مختصرة لمقياسهما الأصلي BFI-2 المكون من ٦٠ مفردة، حيث قاما بانتقاء أفضل المفردات من حيث الخصائص السيكومترية الكلاسيكية والحديثة وقام بتعريبه كل من: بدر الأنصاري وطلال العلي (٢٠٢٢)، و Attar & Ouadi (2023)، و Al-Zoubi & Astal (2020)، ويتكون المقياس المختصر من ٣٠ مفردة تقرير ذاتي (**ملحق ١**) موزعة على خمسة عوامل للشخصية (الانبساط، القبول، الإتقان، العصابية، التفتح للخبرة)، وتم تصميمه بطريقة هرمية، بحيث يحتوي على ١٥ أوجه، ويتضمن كل عامل ثلاثة أوجه، ويشمل كل وجه مفردة موجبة وأخري عكسية الاتجاه، ويجيب الطالب عن كل مفردة بطريقة ليكرت خماسي التدريج (خماسي التدريج (أوافق بشدة إلى أعارض بشدة)، لتتراوح درجة كل مفردة بين ١– ٥ درجات.

وتحقق Soto & John (2017) من الخصائص السيكومترية للمقياس المختصر على ٤٢٣ طالبا جامعيا، ومن بين أهم نتائجه أن قيم الثبات بمعامل ألفا وكانت ٠,٧٨، ٠,٧٥، ٠,٧٣، ٠,٨٢، ٠,٧٧ في العوامل السابقة على الترتيب، واتضح تطابق نموذج العوامل الخمسة السابقة عن طريق التحليل العاملي الاستكشافي البنائي، وتراوحت القيم المطلقة لتشبعات مفردات كل عامل بين ٠,٤٣-٠,٧٦؛ ٠,٥٠-٠,٧١؛ ٠,٤٠-٠,٨٠؛ ٠,٤٧-٠,٨١؛ ٠,٤٦-٠,٦٥ على الترتيب.

وتحقق بدر الأنصاري وطلال العلي (٢٠٢٢) من الخصائص السيكومترية للمقياس المختصر على ٢٩٧٧ طالبا جامعيا، وكان ذلك على مستوى الأوجه الخمسة عشر وليس كل مفردة، كانت قيم الثبات بمعامل ألفا ٠,٧٢و٠,٦٩؛ ٠,٦٦ و٠,٦٩؛ ٠,٨٥ و٠,٧٢؛ ٠,٧٦ و٠,٧٣؛ ٠,٦٧ و٠,٦٣ لمجموعتي الذكور والإناث في العوامل السابقة على الترتيب، واستخلص الخمسة عوامل السابقة عن طريق التحليل العاملي الاستكشافي للأوجه، وتراوحت القيم المطلقة لتشبعات كل وجه على العامل الذي ينتمي إليه بين ٠,٤٣ و٠,٨٦ للذكور؛ ٠,٤٢ و٠,٨١ للإناث، وكانت قيم معاملات الارتباط بين العوامل ومحك الصدق الخارجي قائمة كوستا وماكري لعوامل الشخصية ٠,٦٧و٠,٦٤؛ ٠,٦٣ و٠,٥٨؛ ٠,٥٣ و٠,٥٩؛ ٠,٦٤ و٠,٧٠؛ ٠,٥٦ و٠,٦٠ على الترتيب.

واستخلصت Attar & Ouadi (2023) الخمسة عوامل السابقة عن طريق التحليل العاملي الاستكشافي للمفردات على ١٥٠ طالبا جامعيا، وتراوحت القيم المطلقة لتشبعات كل مفردة على العامل الذي ينتمي إليه بين ٠,٧٠ و٠,٩٦؛ وتراوحت قيم الثبات بمعامل ألفا للنسختين العربية والإنجليزية بين ٠,٨٠ و٠,٩٦ في العوامل السابقة على الترتيب.

وفي البحث الحالي، بعد أن تم اتباع الإجراء المذكور سلفا من حذف الأفراد ذوي القيم المتطرفة بالمجموعة الأولى من الطلاب في كل من الإرهاق الأكاديمي وعوامل الشخصية، تم التحقق من الثبات؛ حيث بلغت قيمة معامل ماكدونالد أوميجا في عوامل الشخصية السابقة ٠,٦٤٥، ٠,٦٦١، ٠,٧٥٩، ٠,٧٩٩، ٠,٧١٩ على الترتيب، ولم توجد أية مفردة تقلل من قيمة هذا المعامل سوى المفردة ١ ببعد الانبساط "أنا شخص يميل إلى الهدوء"، وعند حذفها زاد المعامل من ٠,٦١٥ إلى ٠,٦٤٥، ليصبح العدد النهائي لمفردات المقياس ٢٩ مفردة، وبلغت قيمة معامل جوتمان للتجزئة النصفية ٠,٦٧٨، ٠,٦٩٢، ٠,٧٧٥، ٠,٨١٠، ٠,٧٠٩ في العوامل الخمسة على الترتيب.

وتم التحقق أيضا من الاتساق الداخلي؛ حيث كانت قيم معامل الارتباط المصحح *CI-TC* في جدول(٤) بين كل مفردة وبعدها تتراوح بين ٠,٣١ و ٠,٦٤؛ أي لم تقل عن ٠,٣٠.

وتم التحقق من الصدق التقاربي بالمحك الخارجي؛ حيث تم تطبيق كل من المقياس ونسخة معربة لقائمة العوامل الخمسة الكبرى للشخصية التي أعدها كوستا وماكري عام ١٩٩٢ (مركز ديبونو لتعليم التفكير، ٢٠١٧) على ٧١ طالبة، وكانت قيم معاملات الارتباط بينهما في نفس العوامل هي ٠,٦٩؛ ٠,٦٦؛ ٠,٨٠؛ ٠,٧٣؛ ٠,٥٥ على الترتيب، وهي قيم دالة عند مستوى أقل من ٠,٠١، وتقترب من نتائج بدر الأنصاري وطلال العلي (٢٠٢٢) المذكورة بأعلى. ومما تقدم يدل على أن المقياس يتمتع بخصائص سيكومترية جيدة.

جدول(٤) معاملات الارتباط المصحح في عوامل الشخصية بين درجة كل مفردة وبعدها

الانبساط		القبول		الإتقان		العصابية		التفتح للخبرة	
رقم المفردة	معامل الارتباط	رقم المفردة	معامل الارتباط	رقم المفردة	معامل الارتباط	رقم المفردة	معامل الارتباط	رقم المفردة	معامل الارتباط
١	-	٢	٠,٣٧	٣	٠,٥١	٤	٠,٥١	٥	٠,٤٦
٦	٠,٣٩	٧	٠,٥٠	٨	٠,٥٢	٩	٠,٥٧	١٠	٠,٣١
١١	٠,٤٨	١٢	٠,٣٩	١٣	٠,٤٣	١٤	٠,٥٦	١٥	٠,٥٣
١٦	٠,٣٩	١٧	٠,٣٤	١٨	٠,٥٦	١٩	٠,٥٦	٢٠	٠,٤٦
٢١	٠,٣٣	٢٢	٠,٤٧	٢٣	٠,٥٤	٢٤	٠,٥٢	٢٥	٠,٤٨
٢٦	٠,٤٧	٢٧	٠,٣٩	٢٨	٠,٥١	٢٩	٠,٦٤	٣٠	٠,٥٨

٥، ٤ الأساليب الإحصائية

تم استخدام عدة برامج في تحليل البيانات أهمها برنامج SPSS(v.29)، وبرنامج JASP(v.19.3.0) ، في التحقق من الخصائص السيكومترية للمقياسين والإحصاء الوصفي، وتم إنشاء مجموعة من الأوامر والدوال بالحزمة الإحصائية Careless(v.1.2.2) في برنامج R(v.4.4.2) للكشف عن استجابات الإهمال (Yentes & Wilhelm 2023; Zhang, & Kwon, 2023).

٦.نتائج البحث ومناقشتها

٦، ١. الإحصاء الوصفي

تم جمع استجابات المجموعة الثانية من الطلاب المشاركين (ن= ١٠٠٠ طالبا) في ملف واحد، وتم اتباع بعض الإجراءات التقليدية لتنقية البيانات بعد تعديل اتجاه تصحيح المفردات العكسية؛ ولم تكن هناك بيانات مفقودة في أية مفردة؛ حيث كان من إعدادات فورم الاستبيان أن جميع الأسئلة مطلوبة فيما عدا المفردات الموجهة، وأيضا تم مراجعة كل سؤال من حيث مدى أقل وأكبر قيمة أدخلها الطالب، ولم تكن هناك أية قيمة طرفية خارج هذا المدى. ويوضح جدول(٥) نتائج المجموعة الثانية من الطلاب المشاركين، في

الإحصاء الوصفي لمقياسي الإرهاق الأكاديمي وعوامل الشخصية، ومعاملات الارتباط بين عوامل المقياسين وكانت جميعها دالة عند مستوى أقل من ٠,٠١؛ واتضح منه أن جميع العوامل تتوزع اعتداليا، حيث كانت قيم الالتواء والتفلطح تقترب من الصفر.

جدول (٥) الإحصاء الوصفي ومصفوفة الارتباط بين عوامل الإرهاق الأكاديمي وعوامل الشخصية

العامل	الإجهاد الانفعالي	السخرية	الفاعلية الأكاديمية	الانبساط	القبول	الاتقان	العصابية	التفتح للخبرة
الإجهاد الانفعالي	١							
السخرية	٠,٦١	١						
الفاعلية الأكاديمية	٠,٣٠	٠,٤٥	١					
الانبساط	-٠,٣٨	-٠,٣٧	-٠,٥١	١				
القبول	-٠,٢١	-٠,٣٣	-٠,٣٦	٠,٣٤	١			
الاتقان	-٠,٣٨	-٠,٤٦	-٠,٥٣	٠,٥٩	٠,٥٤	١		
العصابية	٠,٤٢	٠,٣٨	٠,٤١	-٠,٥٠	-٠,٣٣	-٠,٥٤	١	
التفتح للخبرة	-٠,٢٥	-٠,٢٧	-٠,٣٨	٠,٥١	٠,٣١	٠,٤٨	-٠,٣٩	١
المتوسط	٢٠,٣٧	١٣,١٦	١٧,٢٥	١٨,٢٨	٢٣,٧٤	٢٣,٥٧	١٦,٠١	٢١,٠٣
الانحراف المعياري	٦,٣٣	٦,١٥	٦,٥٩	٣,٤٧	٣,٣٥	٣,٨٧	٤,٥٨	٣,٩
الالتواءa	-٠,٠٨	٠,٤٤	٠,٦١	-٠,١٥	-٠,٤٦	-٠,٤	٠,٠٢	٠,٠٤
التفلطحb	-٠,١٣	-٠,٤٣	٠,٧	-٠,٢٣	٠,١٢	٠,٠١	-٠,٣٨	٠,٠٧

(a) الخطأ المعياري لمعامل الالتواء = ٠,٠٨، (b) الخطأ المعياري لمعامل التفلطح = ٠,١٦

٦، ٢. نتيجة السؤال الأول

ما حجم انتشار استجابات الإهمال باستخدام طرق الكشف المختلفة؟

للإجابة عن السؤال الأول، قام الباحث باستخدام بعض طرق الكشف التي تم تناولها في أدبيات البحث، ويعرض نتائجها بالتفصيل في جدول(٦) وجدول(٧)، والتوزيع البياني

لبعضها في شكل(٢) وشكل(٣) ؛ حيث تم الكشف عن استجابات الإهمال وفقا لعدد من المؤشرات المتنوعة، وفيما يلي عرض لنتائج كل طريقة.

حيث شملت الطرق المباشرة:

٦، ٢. ١. المفردتين الموجهتين

يوضح جدول(٦) تكرارات الطلاب ممن لم يتبعوا التوجيه بعدم ترك الإجابة في المفردتين، وتبين أن نسب الطلاب الجادين على المفردتين معا بلغت ٧٥,١%، بينما كانت نسبة الإهمال في المفردتين معا ١١,٣% من إجمالي الطلاب، وهي تقارب النسب التي توصلت لها البحوث الأجنبية (Meade & Craig, 2012)، وتقارب أيضا نتائج (Kam & Chan, 2018) بالتناسب مع عدد مفرداته الموجهة إلى إجمالي عدد مفردات استبيانه، ولكنها أكثر من النسبة في نتيجة (DeSimone & Harms, 2018).

وكانت العلاقة بين تصنيف استجابة الطالب (جادة، إهمال) وفقا للمفردتين قوية؛ حيث كانت قيمة معامل فاي= ٠,٥٥، وهي قيمة دالة عند مستوى أقل من ٠,٠١، بمعنى أن أداء الطالب على المفردة الموجهة يرتبط بأدائه على الأخرى.

جدول(٦) الإحصاء الوصفي للطرق المباشرة

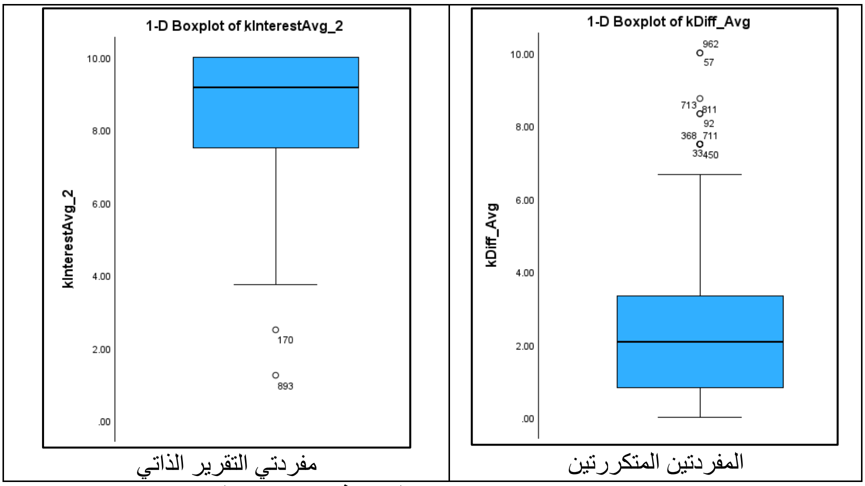
طريقة الكشف	المفردة الإضافية	أقل-أكبر قيمة	المتوسط	الوسيط	الانحراف المعياري	الالتواءa	التفلطحb	عدد ونسبة ذوي استجابات الإهمال
١.المفردات الموجهة	المفردة الأولى	٠، ١	-	-	-	-	-	٢٠٠ (٢٠%)
	المفردة الثانية	٠، ١	-	-	-	-	-	١٦٢ (١٦,٢%)
	المفردتين معا	٠، ٢	-	-	-	-	-	١١٣ (١١,٣%)
	مفردة فأكثر	٠، ٢	-	-	-	-	-	٢٤٩ (٢٤,٩%)
٢.المفردات المتكررة	المفردة الأولى	٠-٦	٠,٩	١	١,٠٨	١,٦٣	٤,٠٢	٧٧ (٧,٧%)
	المفردة	٠-٤	١,١	١	١,٠٥	٠,٧٨	٠,٠٢	١٠٨

	الثانية							(%١٠,٨)
	المفردتين	٠-١٠	٢,٢	٢,١	١,٦٣	٠,٩٠	١,٢٥	١٠٨ (%١٠,٨)
٣. مفردات التقرير الذاتي	معرفة التقييم	٠، ١	-	-	-	-	-	١٨٤ (%١٨,٤)
	مفردة الجدية١	٠-٦	٤,٧	٥	١,٢٩	١,٢٩-	٢,١٧	٥٥ (%٥,٥)
	مفردة الجدية٢	٠-٤	٣,٧	٤	٠,٥٦	١,٧٣-	٣,٣٩	٣٦ (%٣,٦)
	المفردتين	١,٣-١٠	٨,٥	٩,٢	١,٤٦	١,٠٧-	٠,٩٩	٥٢ (%٥,٢)

(a) الخطأ المعياري لمعامل الالتواء = ٠,٠٨، (b) الخطأ المعياري لمعامل التفلطح = ٠,١٥

٦، ٢. ٢. المفردتين المتكررتين

تم حساب الفرق المطلق بين زوجي "المفردة المتكررة والمفردة المتضادة" لها في المعنى بكل مقطع من الاستبيان، ثم تم حساب المتوسط الموزون لهذا الفرق لكل من المفردتين المتكررتين، وكلما ابتعدت القيمة عن الصفر، قد يدل على إهمال الطالب وعدم جديته، لتتراوح قيمته بين صفر– ١٠ درجات، ويبين شكل(٢) توزيع الطلاب على هذه الطريقة، وتم تحديد درجة قطع ٤,٤٦ فأكثر، وهي قيمة تزيد بمقدار "١,٥ × نصف المدى الربيعي" عن قيمة الإرباع الثالث (Field, 2024) باعتبارها قيم متطرفة.



شكل(٢) التوزيع البياني لتقديرات الطلاب في بعض الطرق المباشرة

واتضح من جدول(٦) أن نسبة الطلاب ذوي استجابات الإهمال في المفردتين المتكررتين ١٠,٨% من إجمالي الطلاب، وهي تقترب من النسب في نتيجة (Hazaimeh & Alquraan, 2022)، وبالرغم من أن مدى الفرق المطلق بين زوجي المفردة الثانية أقل من زوجي الأولى، إلا أن نسبة هؤلاء الطلاب كانت أكبر، وقد يرجع هذا إلى موضعها في نهاية الاستبيان، وهو ما اتضح في أن القيمة المطلقة لمعامل الارتباط بين استجابات الطلاب على زوجي المفردة الثانية التي بلغت ٠,٣٩، أقل منها على زوجي الثانية التي بلغت ٠,٥٩.

٦، ٢. ٣. مفردات التقرير الذاتي

تبين من جدول(٦) أن نسب الطلاب ممن لم يهتموا بمعرفة تقييم شخصيتهم الاستبيان ١٨,٤% من إجمالي الطلاب، وهو ما قد يشير إلى عدم ميلهم إلى موضوع الاستبيان، وتم حساب المتوسط الموزون لمفردتي الإقرار بالجدية والاهتمام، لتتراوح قيمته بين صفر– ١٠ درجات، وكلما اتجهت القيمة نحو الصفر، قد يدل هذا على عدم جدية الطالب، وتم تحديد درجة قطع ٥,٦٣ فأقل، وهي قيمة تقل بمقدار "١,٥ × نصف المدى الربيعي" عن قيمة الإرباع الأول (Field, 2024) باعتبارها قيم متطرفة، وتبين أن نسب هؤلاء الطلاب بلغت ٥,٢%، وهي تقترب من النسبة في نتيجة (DeSimone & Harms, 2018)، ويبين شكل(٢) توزيع الطلاب على هذه الطريقة، ويرجع انخفاض هذه النسبة عن الطرق المباشرة الأخرى إلى رغبة الطلاب في الظهور بشكل مقبول اجتماعيا وهو الاهتمام والجدية.

وكانت العلاقة بين رغبة الطلاب في معرفة تقييم شخصيتهم وإقرارهم للجدية ضعيفة، حيث بلغ معامل الارتباط الثنائي الأصيل ٠,١٤، أي أن ميل الطالب نحو موضوع الاستبيان يختلف عن إقراره للجدية من ناحية القياس.

وشملت الطرق غير المباشرة:

٦، ٢. ٤. زمن الاستجابة

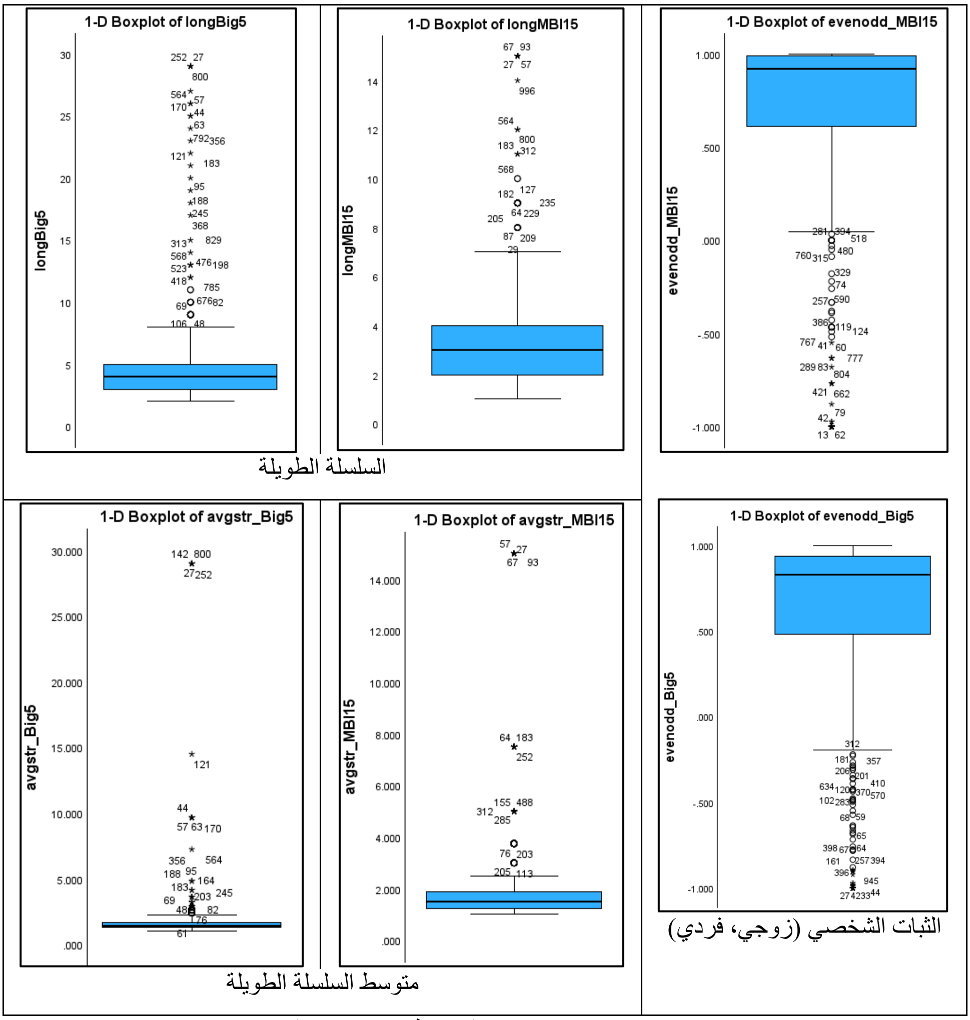
قام الباحث بحساب الفرق بين زمني البدء والانتهاء الذين وفرهما تطبيق *Microsoft Form* لكل فرد؛ وتم تحديد درجة القطع بنفس طريقة المدى الربيعي السابقة في تحديد القيم الطرفية، وبلغت ٣,١ دقيقة فأقل على كامل الاستبيان، أي ما يقارب ٣,١ ثانية للسؤال الواحد، ويوضح جدول(٧) أن نسب الطلاب ذوي استجابات الإهمال بلغت ١,٥%، ولكنها أقل من النسب في بعض البحوث (مثل: DeSimone & Harms, 2018; Chauliac, et al., 2023)، ولأن هذا المؤشر يحدد الإهمال من تسرع الطالب؛ لا يستطيع المؤشر تفسير الأزمنة الطويلة في شكل(٣)، لأن أسبابها عديدة ومتنوعة كما تقدم في أدبيات البحث، وهي مشكلة تحتاج إلى المزيد من الدراسة.

جدول(٧) الإحصاء الوصفي للطرق غير المباشرة

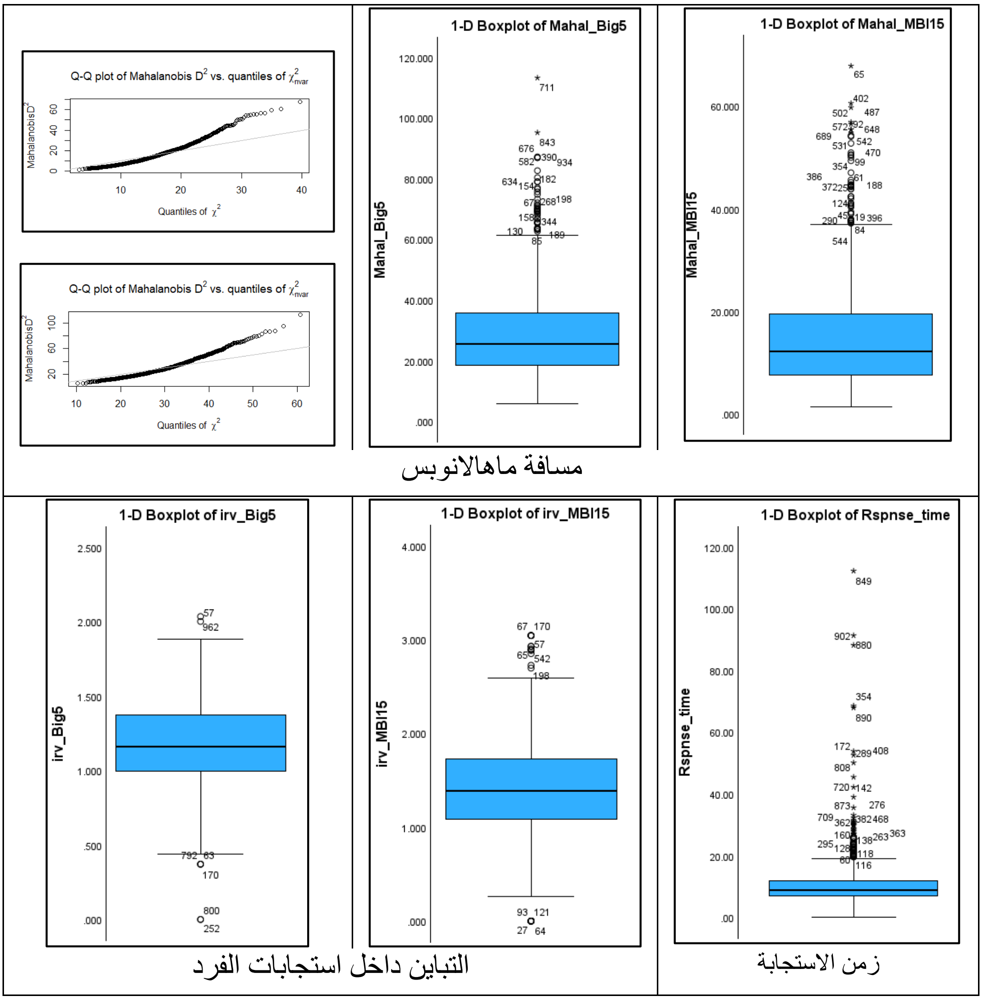
طريقة الكشف	المقياس	أقل-أكبر قيمة	المتوسط	الوسيط	الانحراف المعياري	الالتواءa	التفلطحb	عدد ونسبة ذوي استجابات الإهمال
٤. زمن الاستجابة	الاستبيان كاملا (بالدقيقة)	١٢-١١٢	١٠,٧	٨,٩	٧,٩٥	٥,٨٠	٥٣,١٦	١٥ (١,٥%)
٥.السلسلة الطويلة	MBI-ss15c	١-١٥	٣,٧٥	٣	٢,٠٥	٢,٥٠	٩,٢٤	١٤٣ (١٤,٣%)
	BFI-2s29d	٢-٢٩	٤,٤٣	٤	٣,٢٤	٤,٨٨	٢٩,٣٦	٩٠ (٩%)
٦.متوسط السلسلة الطويلة	MBI-ss15	١-١٥	١,٨١	١,٥٠	١,٥٧	٦,٥٧	٤٩,٤٦	١٠٦ (١٠,٦%)
	BFI-2s29	١-٢٩	١,٧٥	١,٤٥	٢,١٠	١١,٤١	١٤١,٠٦	١١٥ (١١,٥%)
٧.التباين داخل الفردIRV	MBI-ss15	٠-٣	١,٤١	١,٣٩	٠,٥٠	٠,٢٦	٠,٥٩	٥٧ (٥,٧%)
	BFI-2s29	٠-٢	١,١٧	١,١٦	٠,٢٨	٠,٠٨-	٠,٢٥	٣٩ (٣,٩%)
٨.مسافة ماهالانوبس	MBI-ss15	١,٣-٦٧,٨	١٤,٩٩	١٢,٢٧	١٠,٢٢	١,٦٤	٣,٣٥	٧٩ (٧,٩%)
	BFI-2s29	٥,٩-١١٣,٢	٢٨,٩٧	٢٥,٥٣	١٤,٧٣	١,٣٨	٢,٥٤	٩٤ (٩,٤%)
٩.الثبات الشخصي	MBI-ss15	١- - ١	٠,٥٨	٠,٩٢	٠,٦٨	١,٦٦-	١,٠٨	١٨٦ (١٨,٦%)
	BFI-2s29	١- - ١	٠,٥٤	٠,٨٣	٠,٦٢	١,٦٥-	١,٣٧	٢٠٥ (٢٠,٥%)

(a) الخطأ المعياري لمعامل الالتواء = ٠,٠٨، (b) الخطأ المعياري لمعامل التفلطح = ٠,١٥

(c) مقياس الإرهاق الأكاديمي = MBI-ss1، (d) مقياس العوامل الخمسة الكبرى للشخصية ٢٩ مفردة = BFI-2s29



شكل (٣) التوزيع البياني لتقديرات الطلاب في بعض الطرق غير المباشرة



تابع شكل (٣) التوزيع البياني لتقديرات الطلاب في بعض الطرق غير المباشرة

٦، ٢. ٥. مؤشر السلسلة الطويلة

قام الباحث بإنشاء مجموعة من الأوامر في حزمة Careless ببرنامج R، وقبل تعديل اتجاه تصحيح المفردات العكسية في الاستبيان، تم حساب المؤشر لكل طالب بأقصى عدد من البدائل المتكررة المتتالية التي اختارها لكل مقياس على حدة؛ نظرا لاختلاف تدريج ليكرت فيهما، وتم حساب درجة القطع بنفس طريقة المدى الربيعي السابقة في تحديد القيم الطرفية، وبلغت ٥,٥ فأكثر لمقياس الإرهاق الأكاديمي (أي ٦ بدائل فأكثر)، وبلغت ٦,٥ فأكثر لمقياس عوامل الشخصية (أي ٧ بدائل فأكثر)، ويوضح جدول(٧) أن نسب الطلاب ذوي استجابات الإهمال بلغت ١٤,٣% و ٩% في المقياسين على الترتيب، وهي تقترب من نتيجة بعض البحوث (مثل: DeSimone & Harms, 2018)، بينما عند استخدام

درجة قطع أقل اقترحها محمد حسين (٢٠٢١) وهي ٥ بدائل فأكثر، بلغت النسبة ٢٣% و ٢٩% في المقياسين على الترتيب، وهي تقترب من النسب في نتيجة (عثمان بني عيسى ونضال الشريفين، ٢٠٢٤).

٦، ٢. ٦. مؤشر متوسط السلسلة الطويلة

قام الباحث بنفس الإجراء السابق في السلسلة الطويلة، ولكن بتعديل في الأوامر والدوال، حيث تم حساب المؤشر لكل طالب من متوسط سلاسل عدد البدائل المتكررة المتتالية التي اختارها لكل مقياس على حدة؛ وتم حساب درجة القطع بنفس طريقة المدى الربيعي السابقة في تحديد القيم الطرفية، وبلغت (٢,٣٤، ٢) فأكثر في المقياسين على الترتيب، ويوضح جدول(٧) أن نسب الطلاب ذوي استجابات الإهمال بلغت ١٠,٦% و ١١,٥% على الترتيب، وهي تقترب من نتيجة (DeSimone & Harms, 2018; Chauliac, et al., 2023).

٦، ٢. ٧. مؤشر التباين داخل استجابات الفرد

قام الباحث بإنشاء مجموعة من الأوامر في حزمة Careless ببرنامج R، وباستخدام الملف المعدل فيه اتجاه تصحيح المفردات العكسية في الاستبيان، تم حساب المؤشر لكل طالب بحساب الانحراف المعياري لدرجاته في مفردات كل مقياس على حدة؛ نظرا لاختلاف التكوين الفرضي لكل مقياس، وتم حساب درجة القطع بنفس طريقة المدى الربيعي السابقة في تحديد القيم الطرفية، وبلغت (٢,٢١، ١,٦٥) فأكثر للمقياسين على الترتيب، ويوضح جدول(٧) أن نسب الطلاب ذوي استجابات الإهمال بلغت ٥,٧% و ٣,٩% في المقياسين على الترتيب، وهي أقل من النسب التي توصل إليها (DeSimone & Harms, 2018)، وعند عمل تقسيم لكل مقياس إلى ٣ أجزاء وتكرار نفس الإجراءات، اقترح الباحث –لنفس قيم المؤشر السابقة– درجة قطع ناتجة من الجزء ذي أقل قيم لكل إرباع، الجزء الثالث في الإرهاق، والجزء الأول في الشخصية، وهي (١,٩٤، ١,٦١) فأكثر، بلغت النسبة ١٤% و ٦,٣% في المقياسين على الترتيب.

٦، ٢. ٨. مؤشر مسافة ماهالانوبس

قام الباحث بإنشاء مجموعة من الأوامر في حزمة Careless ببرنامج R، وباستخدام الملف المعدل فيه اتجاه تصحيح المفردات العكسية في الاستبيان، تم حساب المؤشر لكل طالب بفحص ابتعاد استجاباته على المتغيرات (المفردات) عن منتصف أو مركز استجابات العينة في مفردات كل مقياس على حدة؛ والمعادلة تأخذ في اعتبارها مصفوفة التغاير بين هذه المتغيرات، وتم تحديد درجة القطع التي تزيد عن القيمة الحرجة لمربع كاي، وهي ٣٠,٥٨ أو ٤٩,٥٩ (مستوى دلالة أقل من ٠,٠١، د.ح.= ١٥، ٢٩) في

المقياسين على الترتيب، ويوضح جدول(٧) أن نسب الطلاب ذوي استجابات الإهمال بلغت ٧,٩% و ٩,٤% في المقياسين على الترتيب، بينما عند تحديد درجة قطع تزيد عن القيمة الحرجة لمربع كاي، وهي ٢٥ أو ٤٢,٥٦ (مستوى دلالة أقل من ٠,٠٥، د.ح.= ١٥، ٢٩) في المقياسين على الترتيب، بلغت نسبهم ١٣,٥% و ١٥,٩% على الترتيب، والنسبة في حالة درجة القطع الأولى تقترب من (Chauliac, et al., 2023)، بينما النسبة الأخيرة تقترب من نتيجة (DeSimone & Harms, 2018).

٦، ٢. ٩. مؤشر الثبات الشخصي (المفردات الزوجية والفردية)

قام الباحث بإنشاء مجموعة من الأوامر في حزمة Careless ببرنامج R، وباستخدام الملف المعدل فيه اتجاه تصحيح المفردات العكسية في الاستبيان، وبعد تحديد كل بعد والمفردات التي تنتمي إليه، تم حساب المؤشر لكل طالب بمعامل الارتباط بين متوسط درجات استجاباته على نصفي المفردات الزوجي والفردي عبر أبعاد المقياس، وتصحيحه من أثر الطول بمعادلة سبيرمان–براون، وتم تحديد درجة قطع أقل من ٠,٣٠، ويوضح جدول(٧) أن نسب الطلاب ذوي استجابات الإهمال بلغت ١٨,٦% و ٢٠,٥% في المقياسين على الترتيب، وبالرغم من أنها أقل من النسبة في (DeSimone & Harms, 2018)، وأكبر من النسبة في (Chauliac, et al., 2023)، ولكن تتفق معهما في أنها نسبة كبيرة بين باقي المؤشرات، ولم يمكن حساب الارتباط لبعض الأفراد لعدم وجود تباين للفرد عبر واحد أو أكثر من هذه الأزواج، وبلغ عددهم (٢٧، ٥) فردا على الترتيب.

وتجدر الإشارة إلى أنه عند البدء في خطوات مؤشر المفردات المتضادة (أو المتشابهة) سيكومتريا، لم تصل القيمة المطلقة للارتباط فيما بينها عن ٠,٦٠، فيما عدا ثلاث أزواج من المفردات في المقياس الأول وهي (٧ و٨، ٩ و١٠، ٤ و٥)، ويعتبر من القيود الحسابية للمؤشر ألا يكون عدد الأزواج التي يحسب منها الارتباط قليل جدا؛ ولهذا لم يمكن استخدامها.

ويمكن تلخيص نتائج السؤال الأول في النقاط التالية:

– تميز التوزيع البياني لتقديرات الطلاب في بعض الطرق بشكل(٢) وشكل(٣) بخاصيتين: الأولى هي وجود تباين كبير في كل طريقة، مما يشير إلى مدى كبير من الدرجات؛ والثانية هي أن معظم قيم المتوسط والوسيط تقع ضمن القيم الجادة، وأن الطالب العادي الجاد ينجح في الانتباه للمفردتين الموجهتين بترك الإجابة، ويميل بدرجة كبيرة إلى موضوع الاستبيان لأنه يود تعرف تقييم شخصيته، ويقر بجدية استجاباته، ويستغرق ٨,٩ ثانية لكل مفردة، ويمتاز أيضا على مستوى مقياس الإرهاق الأكاديمي وعوامل الشخصية فيما يلي: أقصى عدد لديه من استجابات متكررة متتالية بين ٣-٥ ، و٢-٤ في المقياسين على الترتيب، ولديه انحراف معياري لاستجاباته حول ١,٣٩ و١,١٦، ولا

يختلف متجه استجاباته عن متوسط العينة، ولديه ارتباط قوي بين استجاباته على مفردات كل بعد بنصفيها الفردي والزوجي. وتتفق هذه النتائج مع (DeSimone & Harms, 2018)، حول ما تضيفه نتائج التوزيع البياني لفهم أفضل لأداء طرق الكشف وكيف نتوقع تصرف الطلاب ذوي استجابات الإهمال أو الجادين.

– وتراوحت نسب الانتشار بين ١,٥% و ٢٤,٩% في الطرق المباشرة وزمن الاستجابة؛ حيث كان ترتيبها من الأقل هو: زمن الاستجابة، مفردات التقرير الذاتي، وأعلاها معرفة التقييم والمفردات الموجهة.

كما تراوحت في باقي الطرق غير المباشرة بين ٥,٧% و ١٨,٦% في مقياس الإرهاق الأكاديمي (بداية الاستبيان، ١٥ مفردة)؛ حيث كان ترتيبها من الأقل هو: التباين داخل الفرد، ومسافة ماهالانوبس، ومتوسط السلسلة الطويلة، والسلسلة الطويلة، وأعلاها الثبات الشخصي.

بينما تراوحت بين ٣,٩% و ٢٠,٥% في مقياس عوامل الشخصية (نهاية الاستبيان، ٢٩ مفردة)؛ حيث كان ترتيبها من الأقل هو: التباين داخل الفرد، والسلسلة الطويلة ومسافة ماهالانوبس، ومتوسط السلسلة الطويلة، وأعلاها الثبات الشخصي.

ويتفق هذا جزئيا مع منطق أن نسب الانتشار في المقياس الأطول وهو عوامل الشخصية، ونتائج بعض البحوث (مثل: Brower, 2018) التي استخدمت مقياس من ٤٥٠ مفردة، ولذلك يعد المقياسين هنا من النوع القصير بالفعل.

ويضيف الباحث هنا إلى الأسباب التي ذكرها في بعض الطرق، فيبدأ بنسب الانتشار الأقل، حيث كانت في طريقة زمن الاستجابة أقل من البحوث الأجنبية قد يرجع إلى اختلاف ثقافة أهمية الوقت وإدارته في الشرق عن الغرب، أو لأن الطالب هنا ليس بنفس حرفية أغلب المشاركين في تلك البحوث في سرعة الإجابات والتي يتخذها بعضهم حرفة يتكسب منها، كما أن الأزمنة الطويلة مشكلة تحتاج إلى المزيد من الدراسة.

وكانت في نسب طريقة المفردات المتكررة قريبة من البحوث الأجنبية، وقد يرجع انخفاض هذه النسبة عن الطرق المباشرة الأخرى إلى أن كتابة الطالب لاسمه قد تشعره بالمسئولية أو الحرج، أو رغبته في الظهور بشكل مقبول اجتماعيا وهو الاهتمام والجدية.

وبينما ظهرت نسب منخفضة في مؤشر التباين داخل الفرد، قد يرجع إلى تنفيذ الطريقة على المقياس كاملا إلا أنه عند تقسيمه إلى ٣ أجزاء واختيار درجة درجة القطع من أقل جزء تضاعفت تقريبا نسب الانتشار، لتقترب من النسب المتوسطة لمؤشري السلسلة الطويلة ومتوسط السلسلة الطويلة، وتنتمي المؤشرات الثلاثة لنفس العائلة التي تفحص نمط استجابة المفحوص من حيث الإهمال العشوائي أو المنتظم.

وظهر هذا الأمر أيضا في مؤشر مسافة ماهالانوبس عند تغيير تحديد درجة القطع إلى مستوى دلالة أقل، زادت نسبتي الانتشار بمقدار ٧٠% تقريبا.

وكانت النسب في طريقة المفردات المتكررة متوسطة، وقد يرجع ذلك إلى قلة عدد مفرداته، أو أنه يصعب عليه كشف البعض مثل الطالب الذي يميل بدرجة ما إلى اختيار البدائل التي في المنتصف.

وجاءت أعلى النسب في طريقتي المفردات الموجهة وتقرير الميل والاهتمام ومؤشر الثبات الشخصي، والثلاثة هم من الطرق التقليدية الشائعة في البحوث الأجنبية، وعلى الرغم من أن الطريقة الأولى لها مفردتين، إلا أن الطالب هنا ربما لم يعتد رؤيتها في الاستبيانات، بينما الطريقة الثانية تعتمد على أحد أسباب الإهمال وهو عدم الميل إلى موضوع الاستبيان، وقد يفضل بعض الطلاب الخصوصية في عدم كتابة رقم هاتفه أو بريده الإلكتروني، أما عن مؤشر الثبات الشخصي فهو ينتمي إلى نفس عائلة مسافة ماهالانوبس وهي عدم الاتساق، ولكنه يختلف عنها في أنه يعتمد على محك عدم اتساق الفرد مع نفسه عبر المفردات الزوجية والفردية بكل بعد في المقياس، وليس مع معيار العينة.

وكانت النسب في عوامل الشخصية أكثر قليلا منها في الإرهاق الأكاديمي، لمؤشرات عدم الاتساق بمسافة ماهالانوبس والثبات الشخصي ومؤشر ثبات النمط بمتوسط السلسلة الطويلة، وقد يرجع ذلك إلى أن مفردات عوامل الشخصية كانت في نهاية الاستبيان وعددها ضعف عدد الإرهاق الأكاديمي، حيث قد يزداد احتمال الإهمال، بينما كانت هذه النسب أقل لمؤشرات ثبات النمط بمسافة ماهالانوبس والتباين داخل الفرد.

٦، ٣. نتيجة السؤال الثاني

ما دقة طرق كشف استجابات الإهمال؟ (تأثيرها على الثبات)

للإجابة عن السؤال الثاني، تم حساب الثبات بمعامل ماكدونالد أوميجا لكل عامل بالمقياسين للمجموعة الثانية من الطلاب المشاركين (ن= ١٠٠٠ طالبا)، ثم تم حسابه مرة أخرى بعد حذف الأفراد ذوي استجابات الإهمال لكل طريقة كشف على حدة في جدول(٨)، وافترض الباحث عدم تغير قيمة الثبات إذا لم يتعد الفرق ٠,٠٠٥، وفيما يلي عرض لهذه النتائج.

جدول (٨) ثبات عوامل الإرهاق الأكاديمي وعوامل الشخصية

طريقة الكشف	درجة القطع	ن	الإجهاد الانفعالي	السخرية	الفاعلية الأكاديمية	الانبساط	القبول	الاتقان	العصابية	التفتح للخبرة
بدون حذف	بدون	١٠٠٠	٠,٨٤٣	٠,٨٣٤	٠,٨٣٣	٠,٦٦٩	٠,٦٠١	٠,٧٣٩	٠,٧٤٦	٠,٧٠٦
المفردتين الموجهتين	≥ ١	٧٥١	٠,٨٤٩	٠,٨٣٤	٠,٨١٤	٠,٦٩٧	٠,٦٠٤	٠,٧٣٨	٠,٧٦٣	٠,٧٣٢
	= صفر	٨٨٧	٠,٨٤٥	٠,٨٣٢	٠,٨١٨	٠,٦٨٢	٠,٦٠٢	٠,٧٤١	٠,٧٥٨	٠,٧٢٤
المفردتين المتكررتين	≤ ٤,٤٦	٩٢٩	٠,٨٣٨	٠,٨٣٥	٠,٨٢٦	٠,٦٩١	٠,٦١٤	٠,٧٥٤	٠,٧٥٠	٠,٧١٧
الميل (معرفة التقييم)	= صفر	٨١٦	٠,٨٣٦	٠,٨٣٢	٠,٨٢١	٠,٦٦٥	٠,٥٧٣	٠,٧٢٣	٠,٧٥٣	٠,٦٩٢
مفردتي التقرير الذاتي	≥ ٥,٦٣	٩٤٨	٠,٨٤٣	٠,٨٣٤	٠,٨١٨	٠,٦٨٢	٠,٥٩٦	٠,٧٣٨	٠,٧٤٩	٠,٧١٥
زمن الاستجابة	≥ ٣,١	٩٨٥	٠,٨٤٢	٠,٨٣٤	٠,٨٢٧	٠,٦٧٥	٠,٥٩٦	٠,٧٣٩	٠,٧٤٥	٠,٧١٠
السلسلة الطويلة	MBIss ≤ ٦,٥	٨٥٧	٠,٧٩٤	٠,٧٨٨	٠,٧٨٤	٠,٦٥١	٠,٥٨٦	٠,٧١٨	٠,٧٤٠	٠,٦٩٦
	BFI2s ≤ ٥,٥	٩١٠	٠,٨٣٤	٠,٨٢٧	٠,٨١٩	٠,٦٧٩	٠,٦٠٦	٠,٧٣٦	٠,٧٥٣	٠,٧١٥
	MBIss ≤ ٥	٧٧٠	٠,٧٧٣	٠,٧٧٧	٠,٧٧٣	٠,٦٤٥	٠,٥٨٣	٠,٧١١	٠,٧٣٢	٠,٦٨٨
	BFI2s ≤ ٥	٧١٠	٠,٨١٩	٠,٨١٤	٠,٨٠٨	٠,٦٦١	٠,٥٦٩	٠,٧٢٠	٠,٧١٤	٠,٦٨٣
متوسط السلسلة	MBIss ≤ ٢,٣٤	٨٩٤	٠,٨٠٤	٠,٨٠٠	٠,٧٩٤	٠,٦٤٧	٠,٥٧٧	٠,٧١٧	٠,٧٣٦	٠,٧٠٠
	BFI2s ≤ ٢	٨٨٥	٠,٨٢٥	٠,٨٢٣	٠,٨١١	٠,٦٥٣	٠,٥٧٤	٠,٧١٠	٠,٧٢٦	٠,٦٨٣
التباين داخل الفرد	MBIss ≤ ٢,٢١	٩٤٣	٠,٨٣٥	٠,٨٣٨	٠,٨٣٧	٠,٦٨٥	٠,٦٠٤	٠,٧٣٩	٠,٧٥١	٠,٧٢٠
	BFI2s ≤ ١,٦٥	٩٦١	٠,٨٣٤	٠,٨٢٧	٠,٨٢٧	٠,٦٧٥	٠,٦١٣	٠,٧٤٧	٠,٧٣٩	٠,٧١٢
	MBIss ≤ ١,٩٤	٨٦٠	٠,٨٣٧	٠,٨٤١	٠,٨٤٨	٠,٦٩٥	٠,٦٠٨	٠,٧٤٠	٠,٧٦٦	٠,٧٢٤
	BFI2s ≤ ١,٦١	٩٤٧	٠,٨٢٦	٠,٨٢٤	٠,٨٢١	٠,٦٥٨	٠,٦٠٩	٠,٧٣٦	٠,٧٢٢	٠,٧٠٢
ماهالانوبس	MBIss ≤	٩٢١	٠,٨٥٣	٠,٨٤٦	٠,٨٤٨	٠,٦٩٣	٠,٦١٥	٠,٧٤٠	٠,٧٥٢	٠,٧١٣

	٣٠,٥٨									
	BFI2s ≤ ٤٩,٥٩	٩٠٦	٠,٨٣٦	٠,٨٣٠	٠,٨٣٣	٠,٦٩١	٠,٦٠٦	٠,٧٣٦	٠,٧٦٤	٠,٧٢٠
	MBIss ≤ ٢٥	٨٦٥	٠,٨٥٧	٠,٨٥٤	٠,٨٥٨	٠,٦٩٢	٠,٦١٨	٠,٧٣٨	٠,٧٥٦	٠,٧٢٠
	BFI2s ≤ ٤٢,٥٦	٨٤٢	٠,٨٣٨	٠,٨٣٤	٠,٨٢٩	٠,٧١٠	٠,٦١٣	٠,٧٥٨	٠,٧٧٦	٠,٧٣٤
الثبات الشخصي	MBIss > ٠,٣٠	٧٨٧	٠,٨٣٠	٠,٨٦٠	٠,٨٣٣	٠,٦٤٦	٠,٥٨٧	٠,٧١٧	٠,٧٢٧	٠,٧٠٩
	BFI2s > ٠,٣٠	٧٩٠	٠,٨٣٧	٠,٨٣١	٠,٨١٩	٠,٧٣٨	٠,٦١٤	٠,٧٦٦	٠,٧٦٥	٠,٧٥٧

ويمكن تلخيص نتائج السؤال الثاني في النقاط التالية:

– كانت أكبر زيادة في قيم الثبات لمقياس الإرهاق الأكاديمي هي ٠,٠٢٦ في عامل السخرية، وفي مقياس عوامل الشخصية هي ٠,٠٦٩ في عامل الانبساط، وكانتا نتيجة لاستبعاد الطلاب بمؤشر الثبات الشخصي؛ بينما كان أكبر انخفاض هو ٠,٠٧٠ و ٠,٠٣٢ في المقياسين على الترتيب، وكانتا نتيجة لاستبعاد الطلاب بمؤشر السلسلة الطويلة عند درجة قطع ٥ بدائل متكررة متتالية.

– كان الترتيب التنازلي للزيادة في قيم الثبات في عوامل الإرهاق الأكاديمي هو ٠,٠٢٦، ٠,٠٢٥، ٠,٠١٥ باستخدام الطرق: مؤشر الثبات الشخصي، مسافة ماهالانوبس ($p<0.05$)، ثم ($p<0.01$)، ثم مؤشر التباين داخل الفرد على الترتيب؛ بينما كان الترتيب في عوامل الشخصية هو ٠,٠٦٩، ٠,٠٤١، ٠,٠٢٨، ٠,٠٢٦، ٠,٠٢٢ باستخدام الطرق: مؤشر الثبات الشخصي، مسافة ماهالانوبس ($p<0.05$)، ثم طريقة المفردتين الموجهتين لدرجة القطع (≤ ١)، ثم مؤشر التباين داخل الفرد، ثم كل من المفردتين المتكررتين ومسافة ماهالانوبس ($p<0.01$) على الترتيب.

ويتفق هذا جزئيا مع نتائج (Goldammer, et al., 2024) التي أظهرت أن الطرق غير المباشرة أفضل في الكشف من الطرق المباشرة؛ إلا أنه تبين تفوق المفردات الموجهة والمتكررة على مؤشر السلسلة الطويلة، وقد يرجع هذا الاختلاف لأن بحثه كان مصطنعا يطلب من الأفراد الإجابة بإهمال على المقياس كاملا أو ثلثه فقط.

ويتفق أيضا جزئيا مع نتائج (Chauliac, et al., 2023) التي أظهرت أن أكبر نسب لتحسن الثبات كانت في مؤشر الثبات الشخصي الذي وصل في بعض الأبعاد إلى

٠,٠٤٠، بينما لم تتجاوز ٠,٠١٠ في مسافة ماهالانوبس والسلسلة الطويلة وزمن الاستجابة.

ويختلف مع بحوث أخرى (مثل: Brower, 2018)، في أن الميل نحو موضوع المقياس يتناسب عكسيا مع الإهمال، وقد يرجع إلى أنها استعانت بقائمة منفصلة لقياس الميل، وهنا تم الاستعانة بمفردة واحدة قد تكون عرضة للتزييف نتيجة المرغوبية أو الحرص على الخصوصية.

وفي المجمل، فإنه يتفق مع بحوث أخرى (مثل: محمد محمد، ٢٠١٩؛ DeSimone & Harms, 2018; Arias, et al., 2020) في أن حجم العينة يقل عند تنقية البيانات من الاستجابات غير الطبيعية؛ إلا أنه يقل معه خطأ القياس الناتج عنها، فتزيد قيم الثبات وجودة البينات.

وفيما يلي مناقشة تفصيلية لنتائج كل طريقة:

يلاحظ في طريقة المفردتين الموجهتين: تحسنت قيم الثبات في ثلاثة إلى أربعة عوامل، بينما انخفضت في عامل واحد فقط، سواء عندما تم حذف الطلاب الذين لم ينتبهوا على مفردة واحدة على الأقل، أو من لم ينتبهوا على المفردتين معا، وكانت نتائج الحذف الأولى أفضل رغم استبعادها لعدد أكبر من الطلاب عن الطريقة الثانية، وتوقع انخفاض الثبات الناتج عن خفض عدد العينة، إلا أنها تتفق مع منطق الطريقة في حذف أي فرد لم ينتبه حتى لو كان على مفردة واحدة.

وفي طريقة المفردتين المتكررتين: تحسنت قيم الثبات في أربعة عوامل للشخصية، بينما انخفضت قليلا في عامل واحد فقط، وهذا يختلف مع نتيجة (Hazaimeh & Alquraan, 2022) التي انخفض فيها الثبات بمقدار وصل إلى ٠,٠١٩، وقد يرجع هذا التحسن إلي وجود عدد أكبر من المفردات العكسية في عوامل الشخصية (١٥ من ٣٠ مفردة) عنها في الإرهاق الأكاديمي (٦ من ١٥ مفردة)، وهو ما يتفق مع منطق الطريقة في حذف الفرد الذي لا تتسق إجابته في زوجي "المفردة وعكسها".

وفي طريقة مفردات التقرير الذاتي: في مفردة الميل (معرفة تقييم الشخصية) انخفضت قيم الثبات في خمسة عوامل وزادت قليلا في عامل واحد، بينما في مفردتي إقرار الاهتمام زاد الثبات في عاملين فقط هما الانبساط والتفتح للخبرة، وانخفضت في عامل واحد، وقد يرجع ذلك إلي رغبة بعض الطلاب في الظهور بشكل مقبول اجتماعيا وهو الاهتمام الجدية والميل نحو موضوع المقياس، وبالتالي لم يستبعد سوى من كانت لديه الشجاعة الأدبية في الإقرار بعدم الميل أو الاهتمام والجدية، وهو الأمر الذي يشكل قيدا على هذه الطريقة.

وفي مؤشر زمن الاستجابة: انخفضت قليلا قيمة الثبات في عامل واحد فقط، وارتفعت قليلا في عامل آخر، وقد يرجع ذلك إلي أن عدد المستبعدين صغير جدا وغير مؤثر إحصائيا في تغير قيم الثبات.

وفي مؤشري السلسلة الطويلة ومتوسط السلسلة الطويلة: كان هناك انخفاض ملحوظ في قيم الثبات على جميع العوامل، عندما تم حذف الطلاب ذوي استجابات الإهمال على أي من المؤشرين في المقياس الأول، وعلى مؤشر متوسط السلسلة في المقياس الثاني؛ بينما عند حذف الطلاب ذوي استجابات الإهمال على مؤشر السلسلة الطويلة في المقياس الثاني، انخفضت قيم الثبات قليلا في المقياس الأول، بينما زادت في ثلاثة عوامل للشخصية؛ وقد يرجع ذلك إلى سببين هما:

الأول هو وجود عدد أكبر من المفردات العكسية في المقياس الثاني موزعة في توازن عبر المقياس وليست متتالية مثل المقياس الأول، وهو ما يتفق مع اقتراح (Brower, 2018; DeSimon et al., 2015) لاستخدام هذا المؤشر عندما يتضمن المقياس مزيج من المفردات الموجبة والعكسية، وبالتالي فإن الاستجابات المتتالية هنا تشير بالفعل للإهمال وعدم بذل جهد كاف.

والثاني هو أن مؤشر متوسط السلسلة تعتمد فكرة حسابه من مجموع السلاسل في استجابات الفرد، وبالتالي لن تستفيد من الميزة في السبب الأول بأعلى، بحيث لا تكتشف بعض الحالات مثل مؤشر السلسلة الطويلة، فتعطيها تقديرا أقل. مثال لاستجابات أحد الطلاب في مقياس عوامل الشخصية:

ID523: 4,3,4,2,3,1,3,4,3,3,3,3,3,3,3,3,3,3,3,4,3,2,3,3,1,3,2,3

حيث كان مؤشر السلسلة الطويلة=١٢، وهو أعلى من درجة القطع ٦,٥، أي تم تصنيفها على أنها استجابة إهمال، وكان مؤشر متوسط السلسلة=١,٧٠٦، وهو أقل من درجة القطع ٢، أي تم تصنيفها على أنها استجابة جادة.

وتجدر الإشارة إلى أنه عند استخدام درجة القطع الأخرى (٥ فأكثر للمقياسين)، انخفضت قيم الثبات في جميع العوامل؛ وقد يرجع ذلك إلى أن هذه الدرجة قريبة جدا من القيم المتوسطة للعينة، وبالتالي تم استبعاد عدد أكبر من الطلاب، نتج عنه حذف تباين منتظم اتسع مداه ليشمل التباين الخطأ والتباين الحقيقي دون التمييز بينهما.

وفي مؤشر التباين داخل نمط استجابة الفرد: عندما تم الاستبعاد باستخدام درجة القطع ٢,٢١ في الإرهاق، كانت هناك زيادة في قيم الثبات على عاملين في الشخصية وانخفاض في عامل واحد للإرهاق، وعندما تم استخدام درجة القطع ١,٦٥ في الشخصية، كانت هناك زيادة في قيم الثبات على أربعة عوامل في الشخصية وانخفاض

في جميع عوامل الإرهاق؛ بينما عند استخدام درجة القطع ١,٩٤ في الإرهاق، كانت هناك زيادة في قيم الثبات على أربعة عوامل الشخصية وعاملين للإرهاق، وعندما تم استخدام درجة القطع ١,٦١ في الشخصية، انخفضت قيم الثبات في جميع عوامل الإرهاق وعاملين للشخصية وزيادة في عامل واحد لشخصية.

وقد يرجع ذلك إلى السبب الأول -المفردات العكسية- المذكور في تفسير الثبات بالسلسلة الطويلة؛ لأن منطق المؤشر في رصد الخطأ العشوائي، أي عكس فكرة السلسلة الطويلة، ولكنهما ينتميان إلى عائلة ثبات نمط الاستجابة، ويضيف الباحث في نفس السياق، أن إجراء التقسيم لثلاثة أجزاء، أدى إلى استبعاد أكبر للعشوائية، والتي تظهر من نتائج الإحصاء الوصفي للمقياس الأول في جدول(٧)، وتتضح أكثر في المفردات المتتالية لكل عامل به ولاسيما العكسية بالعامل الثالث، وبالتالي تستفيد من اكتشاف بعض الحالات بالمؤشر في المقياس الأول، ولا يتم رصدها بالمؤشر في عوامل الشخصية. مثال لاستجابات أحد الطلاب في المقياسين قبل عكس اتجاه التصحيح (السلسلة الطويلة)، وبعد العكس (التباين داخل استجابات الفرد):

ID544: 1,2,1,4,2,1,4,4,4,5,1,7,7,2,7

5,1,4,5,5,2,4,5,2,4,4,5,3,5,4,4,5,5,1,4,5,4,5,5,3,1,2,5,1

ID544Reversed: 1,2,1,4,2,1,4,4,4,3,7,1,1,6,1

5,5,4,5,5,4,2,5,4,4,4,5,3,5,4,2,5,1,5,2,5,4,1,5,3,5,4,5,5

حيث كان مؤشر السلسلة الطويلة= ٣ و ٢ في المقياسين على الترتيب، وهو أقل من درجة القطع ٦,٥ و ٥,٥ في أي من المقياسين على الترتيب، فتم تصنيفها وفقا لمؤشر السلسلة الطويلة على أنها استجابة جادة في كل مقياس، بينما كان مؤشر التباين داخل استجابات الفرد =١,٩٧ و ١,٢٨ في المقياسين على الترتيب، وهو أعلى من درجة القطع ١,٩٤ في الإرهاق، ولكن أقل من درجة القطع ١,٦١ في الشخصية، أي تم تصنيفها على أنها استجابة إهمال في مقياس الإرهاق فقط.

وفي مؤشر مسافة ماهالانوبس: عندما تم الاستبعاد في كل مرة باستخدام درجة القطع (٣٠,٥٨ أو ٢٥) فأكثر سواء عند مستوى دلالة أقل من (٠,٠١أو ٠,٠٥) على الترتيب مع المقياس الأول، كانت هناك زيادة في قيم الثبات على جميع عوامل الإرهاق وأربعة عوامل للشخصية، وعندما استخدمت درجة القطع ٤٩,٥٩ فأكثر (عند مستوى دلالة أقل من ٠,٠١) في الشخصية، كانت الزيادة في قيم الثبات على ثلاثة عوامل للشخصية وانخفض عامل واحد للإرهاق؛ بينما عند استخدام درجة القطع ٤٢,٥٦ فأكثر (مستوى دلالة أقل من ٠,٠٥) مع المقياس الثاني، كانت هناك زيادة في قيم الثبات على

جميع عوامل الشخصية وتقريبا لم تتأثر عوامل الإرهاق، التي فاق معظمها أية زيادة سابقة أو على نفس المؤشر.

وقد يرجع ذلك إلى أن فكرة هذا الإجراء هو رصد ابتعاد استجابات الفرد عن منتصف أو مركز استجابات العينة، وتراعي التغاير بين مفردات المقياس، وبالتالي تعتبرها قيما متطرفة عن العينة وغير متسقة معها ويجب حذفها، فيتبقى الأفراد الطبيعيين فيزيد الاتساق، وبالتالي تزيد قيم ثبات المقياس الذي تم استخدام المؤشر معه.

وقد يرجع انتقال هذا التحسن لمقياس الشخصية عندما تم حذف الطلاب ذوي القيم المتطرفة وفقا للمؤشر في المقياس الأول، لنفس السبب المذكور آنفا وهو توزيع المفردات العكسية، لأن زيادة اتساق العينة قلل من العشوائية التي قد تزيد أكثر في المفردات المتتالية لكل عامل بالمقياس الأول، وبخاصة بالعامل الثالث المكون كله من مفردات عكسية، وبالتالي تستفيد من اكتشاف بعض الحالات بالمؤشر في المقياس الأول، حيث قد يستمر الخطأ العشوائي للطالب إلى باقي الاستبيان في عوامل الشخصية.

وفي مؤشر الثبات الشخصي: عندما تم الاستبعاد باستخدام درجة القطع ٠,٣٠ في الإرهاق، كانت الزيادة في قيمة الثبات على عامل واحد في الإرهاق، وانخفاض في عامل واحد للإرهاق وأربعة للشخصية؛ بينما عند استخدام درجة القطع ٠,٣٠ فأقل في الشخصية، كانت هناك زيادة في قيم الثبات على جميع عوامل في الشخصية وانخفاض في عاملين للإرهاق، وتكاد هذه الزيادة يفوق معظمها أية زيادة في المؤشرات السابقة.

وقد يرجع ذلك لأحد قيود حساب المؤشر وهو ألا يكون عدد الأزواج التي يحسب منها الارتباط قليل جدا، وهي هنا في الإرهاق ثلاثة عوامل أثرت في الانخفاض، وخمسة عوامل في الشخصية أثرت في الارتفاع؛ وقد يرجع أيضا لسبب وجود مفردات عكسية أكثر بالمقياس الثاني تصل إلى نصف عدد مفردات كل عامل وموزعة عبر المقياس، وهي كاشفة للثبات الشخصي عنها في المقياس الأول، الذي يتضمن مفردات متتالية للبعد الواحد وأحادية الاتجاه.

ويشير الباحث إلى بعض القيود أو الحدود على نتائج البحث الحالي؛ لكونه بحث استطلاعي يتحسس الخطى في مجال الكشف عن استجابات الإهمال على مقياسين نفسيين وسط ندرة في البحوث العربية حول الموضوع؛ وأول القيود أنه اقتصر على بعض الطرق المباشرة وغير المباشرة في هذا الكشف، والإجابة عن سؤالين في حجم انتشار هذه الاستجابات من حيث نسبتها والتوزيع البياني لبعضها، والثبات بمعامل ماكدونالد أوميجا، ويمكن أن يشمل مستقبلا في بحوث لاحقة طرقا أخرى للكشف مثل التي تعتمد على نماذج نظرية الاستجابة للمفردة، وطرقا أخرى لحساب الثبات؛ والثاني خاص بمحدودية تعميم النتائج؛ لأن العينة كانت متاحة وليست عشوائية ممثلة للمجتمع، ولأن

جميع الأسئلة –فيما عدا المفردات الموجهة– كانت في إعدادات فورم الاستبيان مطلوبة وليست حرة يمكن تركها، وربما يتم التحقق في بحث لاحق من احتمال وجود أثر لتغيير هذه الإعدادات على النتائج.

والثالث هو صعوبة إجراء التحليل الكيفي للسؤال الأخير في الاستبيان، لأن الطالب الواحد كتب أكثر من سبب، ومنها رغبته في الظهور بشكل مقبول اجتماعيا وإرضاء المعلم، أو بونص الدرجة، أو التعلم من تقييم الشخصية، أو تضييع الوقت أو الفضول؛ وظهر هذا مع العديد من الطلاب، وليكون للتحليل جدوى، كان الأمر يستدعي المقارنة بين الطلاب الجادين وذوي استجابات الإهمال، ولكن لوجود أكثر من طريقة كشف، فإنها تتطلب القيام بتحليلات أكثر، ويمكن إجراء ذلك مستقبلا في بحوث لاحقة بها عدد أقل من طرق الكشف.

٧. توصيات وبحوث مقترحة

في ضوء نتائج البحث، يقترح الباحث ما يلي:

- تقديم ورش عمل لأعضاء هيئة التدريس والباحثين لطرق الكشف عن استجابات الإهمال في الاستبيان.
- أن يقوم الباحثون بتنقية بيانات الاستبيان قبل البدء في إجراء التحليل الإحصائي لأسئلة أو فروض البحث، واستخدام بعض طرق الكشف عن استجابات الإهمال المتنوعة، بحيث تتضمن على الأقل طريقة من كل نوع مثل: مفردات موجهة ومفردات الميل نحو موضوع الاستبيان عند التصميم، وزمن الاستجابة، ثبات نمطها، وعدم اتساقها.
- أن تشترط المجلات العلمية على الباحثين إن استخدموا مقاييس أو استبيانات؛ ذكر إجراءاتهم في تنقية البيانات من استجابات الإهمال.
- توسيع اختصاصات وحدة القياس والتقويم بالجامعات لتطوير وإدارة ما يقدم من استبيانات ومقاييس للطلاب وفق مشاريع وخطط بحثية.
- مقارنة دقة طرق الكشف عن استجابات الإهمال باستخدام المؤشرات الكلاسيكية ومؤشرات نماذج نظرية الاستجابة للمفردة.
- دراسة تأثير مستويات درجات قطع متنوعة لطرق كشف متنوعة عن استجابات الإهمال في الصدق العاملي لبنية المقياس وثباته وحجم العلاقة مع متغير نفسي آخر.

- مقارنة دقة بعض طرق الكشف وفقا لطول المقياس ووفقا لبعض المتغيرات الديموجرافية مثل المرحلة الدراسية والتخصص.
- أثر استخدام مزيج من طرق الكشف عن استجابات الإهمال على طرق متنوعة من ثبات المقياس وصدقه.
- التحليل الكيفي لأسباب استجابات الإهمال من وجهة نظر الطلاب والباحثين، وإجراء دراسة حالات.

المراجع

المراجع العربية

-أحمد سمير الضوي و عبدالله عبدالنبي (٢٠٢٤). دراسة تقويمية لثبات أدوات القياس المستخدمة في الدراسات النفسية والتربوية في الجامعات السعودية، المجلة العربية للعلوم التربوية والنفسية، ٨(٣٩)، ١ – ٤٦.

-أحمد محمد عبدالخالق (٢٠١٦). علم نفس الشخصية (ط٢)، القاهرة: مكتبة الأنجلو المصرية.

-أحمد محمد عبدالخالق (٢٠٢١). القائمة العربية للعوامل الخمسة الكبرى للشخصية: الخصائص السيكومترية لعينة من طلاب الجامعة. المجلة المصرية للدراسات النفسية، ٣١(١١٣)، ١-١٤.

-أمحمد تيغزة (٢٠١٧). توجهات حديثة في تقدير صدق وثبات درجات أدوات القياس: تحليل نظري تقويمي وتطبيقي، مجلة العلوم النفسية والتربوية، ٤ (١)، ٧- ٢٩.

-بدر الأنصاري وطلال العلي (٢٠٢٢). الخصائص السيكومترية للصورة العربية القصيرة للإصدار الثاني من قائمة الخمسة الكبار، مجلة المجتمع والثقافة والسلوك الإنساني جامعة بيروت العربية، ٣(٢)، ١-٩.

-حسن الفاتح المبارك والصديق عبدالصادق بلة (٢٠٢٢). اتجاهات أعضاء هيئة التدريس نحو استخدام الاستبانة الالكترونية، مجلة بحوث كلية الآداب جامعة المنوفية، ٣٣(١٣٠)، ١٧٩٧ -١٨٢٠.

-ربا الجوارنة ومحمود القرعان (٢٠٢٠). أداء مؤشر مطابقة الفرد (Lz) في الكشف عن الاستجابات غير الجدية للفقرات متعددة التدريج باختلاف عدد فئات التدريج، المجلة الأردنية في العلوم التربوية، ١٦ (٣)، ٣٨٥-٣٩٨.

-عبدالناصر السيد عامر (٢٠١٨). نمذجة المعادلة البنائية للعلوم النفسية والاجتماعية: الأسس والتطبيقات والقضايا، الرياض: دار جامعة نايف للنشر.

-عثمان متعب بني عيسى ونضال كمال الشريفين (٢٠٢٤). أثر طرق المعالجة في الحد من الاستجابات غير الجادة للاستبانات الإلكترونية. مجلة اتحاد الجامعات العربية للبحوث في التعليم العالي، ٤٤(٣)، ١٠٩- ١٢٣.

-عزت عبد الحميد حسن (٢٠١٧). الخصائص السيكومترية لمقياس صعوبات في تنظيم الانفعال لدى طلاب الجامعة. المجلة المصرية للدراسات النفسية، ٢٧(٩٥)، ٢٣- ٧٤.

-محمد إبراهيم محمد (٢٠١٩). تقييم أساليب الاستجابة لدى الطلاب وأثرها على صدق المفردات وأحادية البعد والتحليل العاملي التوكيدي والثبات. مجلة كلية التربية جامعة سوهاج، ٦٥، ١٠٠٥-١٠٤٦.

-محمد حبشي حسين (٢٠٢١، ١٦مايو). الدرس الحادي عشر طرق اكتشاف استجابات الإهمال وعدم الاهتمام وقلة الجهد المبذول في مقاييس التقرير الذاتي باستخدام برنامج SPSS، متاح في: https://youtu.be/FgqmkCuPocs?si=UbtvLgIoUV40347w

-محمد عبدالرحيم عوض الله (٢٠١٢). تزييف الاستجابة في استبانات الشخصية، مجلة كلية الآداب جامعة إفريقيا العالمية بالسودان، ٣، ٦١-٨٥.

-مركز ديبونو لتعليم التفكير (٢٠١٧). قائمة العوامل الخمسة الكبرى في الشخصية لكوستا وماكري. عمان: مركز ديبونو لتعليم التفكير.

المراجع الاجنبية

-AlQuraan, M. (2019). The effect of insufficient effort responding on the validity of student evaluation of teaching. Journal of Applied Research in Higher Education, 11 (3), 604-615.

-AlQuraan, M. (2024). The distribution of insufficient effort responses according to the methods of classifying and interpreting students’ evaluation of teaching effectiveness. Journal of Applied Research in Higher Education. https://doi.org/10.1108/JARHE-07-2024-0348

-Al-Zoubi & Astal (2020). Arabic translation of Big Five Inventory-2 (BFI-2). In: Lee, DI., Gardiner, G., Baranski, E., Members of the International Situations Project, Funder, DC. Situational experience around the world: A replication and extension in 62 countries. Journal of Personality, 88, 1091–1110. https://situationslab.squarespace.com/s/Big-Five-Inventory-2-Arabic.docx

-Arias, V.B., Garrido L. E., Jenaro C., Martínez-Molina, A., & Arias B. (2020). A little garbage in, lots of garbage out: assessing the impact of careless responding in personality survey data. Behavior Research Methods, 52(6):2489–505

-Attar, F. & Ouadi, K. (2023). Adaptation and Validation of the Big Five Inventory-2-Short Form in a Sample of Moroccan Young Adults. International Journal of Social Science and Education Research Studies, 3(3), 407-414.

-Chauliac, M., Willems. J, Gijbels, D. & Donche, V. (2023). The prevalence of careless response behaviour and its consequences on data quality in self-report questionnaires on student learning. Fronttiers in Education. 8:1197324.

-Curran, P. G. (2016). Methods for the detection of carelessly invalid responses in survey data. Journal of Experimental Social Psychology, 66, 4-19. https://doi.org/10.1016/j.jesp.2015.07.006

-Curran, P. G., & Hauser, K. A. (2019). I’m paid biweekly, just not by leprechauns: Evaluating valid-but-incorrect response rates to attention check items. Journal of Research in Personality, 82, 103849. https://doi.org/10. 1016/j.jrp.2019.103849.

-DeSimone, J.A., & Harms, P.D. (2018). Dirty Data: The Effects of Screening Respondents Who Provide Low-Quality Data in Survey Research. Journal of Business and Psychology, 33, 559-577.

-Desimone, J.A., Harms, P.D., & Desimone, A.J. (2015). Best practice recommendations for data screening. Journal of Organizational Behavior, 36, 171–181.

-Field, A. (2024). Discovering statistics using IBM SPSS statistics (6th Edition). California: Sage publications.

-Goldammer, P., Stöckli, P. L., Escher, Y. A., Annen, H., & Jonas, K. (2024). Careless responding detection revisited: Accuracy of direct and indirect measures. Behavior Research Methods, 56, 8422–8449.

-Hart, C. M., Ritchie, T. D., Hepper, E. G., & Gebauer, J. E. (2015). The Balanced Inventory of Desirable Responding Short Form (BIDR-16). Personality and Individual Differences, 129, 83–87.

-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.

-Hazaimeh, M. & Alquraan, M. (2022). The Effectiveness of the Number of Extra Negative Items in Detecting Insufficient Effort Responses in Non-Cognitive Scales. Journal of Applied Mathematics and Physics, 10, 3191-3207.

-Kam, C. C. S. & Chan, G. H. (2018). Examination of the validity of instructed response items in identifying careless respondents. Personality and Individual Differences, 129, 83–87.

-Khalifa, M. E. (2023). Components of the university learning environment, academic burnout, and shame among pre-service teachers: A structural equation modelling approach. Cognition, Brain, Behavior. An Interdisciplinary Journal, 27(2), 119–143.

-López-Gómez, E., González-Fernández, R. & Khampirat, B. (2025). Psychometric study of the Maslach Burnout Inventory-Student Survey on Thai university students. Scientific Reports, 15(1), 1802.

-Meade, A.W., & Craig, S.B. (2012). Identifying careless responses in survey data. Psychological Methods, 17, 437–455.

-Pallant, J. (2020). SPSS survival manual: A step by step guide to data analysis using IBM SPSS (7th Edition). New York: Routledge.

-Schaufeli, W. B., Martinez, I. M., Pinto, A. M., Salanova, M., & Bakker, A. B. (2002). Burnout and engagement in university students: A cross-national study. Journal of Cross-Cultural Psychology, 33(5), 464-481.

-Soto, C. J., & John, O. P. (2017). Short and extra-short forms of the Big Five Inventory–2: The BFI-2-S and BFI-2-XS. Journal of Research in Personality, 68, 69-81.

-Stosic, M. D., Murphy, B. A., Duong. F., Fultz, A. A., Summer E. Harvey, S. E., and Bernieri, F. (2024). Careless responding: Why many findings are spurious or spuriously inflated. Advances in Methods and Practices in Psychological Science, 7(1), 1–19.

-Ward, M.K., & Meade, A. W. (2023). Dealing with careless responding in survey data: Prevention, identification, and recommended best practices. Annual Review of Psychology, 74, 577–596.

-Yentes R.D. (2020). In search of best practices for the identification and removal of careless responders. PhD Thesis, North Carolina State University.

-Yentes, R. D., & Wilhelm, F. (2023). Careless: Procedures for computing indices of careless responding. R Package Version 1.2.2. https://cran.rproject.org/web/packages/careless/index.html

-Zhang, S. & Kwon, S. (2023). R Programming for Psychometrics. Retrieved from: https://bookdown.org/sz_psyc490/r4psychometics/