International Journal for Research in Education

Volume 47
Issue 5 *Vol.(47), Issue(5), October 2023*

Article 2

2023

# The Reliability of Maslach Burnout Inventory in Arab Studies: Reliability Generalization Meta-Analyses Study

Saud Shaish Alenezi PhD
*Northern Border University*, dr.saud.shaish@gmail.com

Follow this and additional works at: https://scholarworks.uaeu.ac.ae/ijre

Part of the Educational Assessment, Evaluation, and Research Commons, Educational Psychology Commons, and the International and Comparative Education Commons

## Recommended Citation

Alenezi, S. S. (2023). The reliability of Maslach burnout inventory in Arab studies: Reliability generalization meta-analytic study. International Journal for Research in Education, 47(5),46-75. http://doi.org/10.36771/ijre.47.5.23-pp46-75

This Article is brought to you for free and open access by Scholarworks@UAEU. It has been accepted for inclusion in International Journal for Research in Education by an authorized editor of Scholarworks@UAEU. For more information, please contact j.education@uaeu.ac.ae.

UAEU كلية التربية College of Education
جامعة الإمارات العربية المتحدة United Arab Emirates University
IJRE

# المجلة الدولية للأبحاث التربوية
## International Journal for Research in Education

Vol. (47), issue (5) October 2023 - المجلد (47) العدد (5) أكتوبر 2023

Manuscript No.: 2037

# The Reliability of Maslach Burnout Inventory in Arab Studies: Reliability Generalization Meta-Analyses Study

# ثبات مقياس ماسلاش للاحتراق النفسي في الدراسات العربية: دراسة تحليل بعدي باستخدام مدخل تعميم الثبات

| Recevied الاستلام | May 2022 مايو 2022 | Accepted القبول | Jan 2023 يناير 2023 | Published النشر | Oct 2023 أكتوبر 2023 |
|---|---|---|---|---|---|

**DOI :** http://doi.org/10.36771/ijre.47.5.23-pp46-75

**Saud bin Shaish Alenezi, PhD**
Northern Border University,
Kingdom of Saudi Arabia

**د. سعود بن شايش العنزي**
جامعة الحدود الشمالية–
المملكة العربية السعودية
dr.saud.shaish@gmail.com

حقوق النشر محفوظة للمجلة الدولية للأبحاث التربوية
ISSN : 2519-6146 (Print) - ISSN : 2519-6154 (Online)

# The Reliability of Maslach Burnout Inventory in Arab Studies: Reliability Generalization Meta-Analyses Study

## Abstract

The current study aimed to identify the mean effect size of the alpha coefficient for the overall reliability of the MBI scale, and for the sub-dimensions; Emotional exhaustion, depersonalization, and lack of personal achievement through the analysis of (32) studies in which the inclusion criteria were met. The results of the research indicated that the mean alpha coefficient across the studies (n = 32) for overall reliability and dimensions; Emotional exhaustion, depersonalization, and lack of personal achievement were 0.83, 0.83, 0.78, and 0.77, respectively. It indicated that the mean alpha coefficient of the MBI scale varied significantly according to the participants in favor of school principals, and according to gender in favor of the mixed (male/female), and according to the country of application for studies conducted in North and East African countries, while it did not vary according to the sample size. It also showed that the mean alpha coefficient of the emotional exhaustion dimension varied according to the participants in favor of the teachers. The results also showed that there were no differences in the mean alpha coefficient of the dimension of emotional exhaustion according to the factors of sample size, gender, and country of application, and indicated that there were no significant differences in the mean alpha coefficient of the dimensions of depersonalization and lack of personal achievement according to the factors of sample size, participants, gender and country of application.

***Keywords***: Maslach scale, Reliability, Emotional exhaustion, Depersonalization, Lack of personal achievement

المجلة الدولية للأبحاث التربوية - جامعة الإمارات العربية المتحدة
المجلد (47) العدد (5) أكتوبر 2023

# ثبات مقياس ماسلاش للاحتراق النفسي في الدراسات العربية: دراسة تحليل بعدي باستخدام مدخل تعميم الثبات


## مستخلص البحث

هدف البحث الحالي إلى الكشف عن متوسط حجم تأثير معامل ألفا للثبات الكلي لمقياسMBI، وللأبعاد الفرعية؛ الإرهاق العاطفي، وتبدد الشخصية، ونقص الإنجاز الشخصي، من خلال تحليل (32) دراسة توافرت فيها معايير الدمج. أشارت نتائج البحث إلى أن متوسط معامل ألفا عبر الدراسات (ن=32) للثبات الكلي، والأبعاد؛ الإرهاق العاطفي، وتبدد الشخصية، ونقص الإنجاز الشخصي، كانت على الترتيب 0.83، 0.83، 0.78، 0.77. وأشارت إلى أن متوسط معامل ثبات ألفا الكلي لمقياس MBI تباين تباينًا دالًّا وفقًا للمشاركين لصالح مديري المدارس، ووفقًا للنوع الاجتماعي لصالح المختلط (ذكور/إناث)، ووفقاً لدولة التطبيق للدراسات التي أجريت في دول شمال أفريقيا وشرقها، بينما لم تتباين وفقاً لحجم العينة. وأظهرت أيضًا تباين متوسط معامل ألفا لبُعد الإرهاق العاطفي، وفقاً للمشاركين لصالح المعلمين. وأظهرت النتائج كذلك عدم وجود فروق في متوسط ثبات معامل ألفا لبُعد الإرهاق العاطفي، وفقاً لعوامل حجم العينة والنوع ودولة التطبيق. كما أشارت إلى عدم وجود فروق في متوسط ثبات معامل ألفا لبُعدي تبدد الشخصية ونقص الإنجاز الشخصي، وفقًا لعوامل حجم العينة والمشاركين والنوع الاجتماعي ودولة التطبيق.


***الكلمات المفتاحية***: الإرهاق، مقياس ماسلاش، مصداقية، إرهاق عاطفي، تبدد الشخصية، عدم الإنجاز الشخصي.

## مقدمة

يعد الاحتراق النفسي من المفاهيم الحديثة نسبيا، التي نالت اهتمام الباحثين باعتباره ناتجا عن الاستجابات الجسمية، والانفعالية لضغوط العمل لدى العاملين في المهن الإنسانية والاجتماعية مثل الأطباء والممرضين والمعلمين.

ظهر هذا المفهوم لوصف الاستجابة النفسية والجسدية والعاطفية للإجهاد المهني، الذي يتسم بالإرهاق وعدم الكفاءة المهنية. حدد Maslach (1982) الاحتراق النفسي في البداية، على أنه متلازمة الإرهاق العاطفي، وتبدد الشخصية، والإنجاز الشخصي المنخفض الذي يحدث بين الأفراد، الذين يقومون بتقديم الخدمات الاجتماعية. تم تطوير استبانة Maslach للاحتراق النفسي(1981) Maslash burnout inventory (MBI); Maslach and Jackson لقياس الأبعاد الثلاثة المفترضة للاحتراق: الإرهاق العاطفي Emotional (EE)، وتبدد الشخصية (DP) Depersonlization personality، والإنجاز الشخصي Personnel achievement (PA).

قام Maslach and Jackson (1981) بتطوير استبانة ماسلاش للاحتراق (MBI)، والتي كانت الأداة الأكثر استخدامًا لقياس الاحتراق. على الرغم من أن هذه الأداة قد أثبتت أنها تمتلك خصائص القياس النفسي المناسبة لاستخدامها في البلدان الناطقة باللغة الإنجليزية، فإن MBI تظهر بعض المشكلات السيكومترية عند ترجمتها إلى لغات أخرى. (Gil-Monte et al., 2005)

إن الاستخدام المستمر لـ MBI في تصنيف وتشخيص متلازمة الاحتراق النفسي (Benevides-Pereira & Das Neves Alves, 2007; Weber & Jaekel-Reinhard,2000) يجعل من المهم للغاية فهم الخصائص السيكومترية لمقياس MBI مثل ثبات الاتساق الداخلي.

ونظرًا لاستخدام مقياس MBIعلى نطاق واسع في جميع أنحاء العالم، فإن إحدى المشكلات المحتملة لهذا المقياس هي أن أعراض الاحتراق يمكن أن تتأثر بعوامل مثل الثقافة والعرق والدين والوضع الاقتصادي. وإذا كانت إحصائيات الثبات لمقياس MBI تختلف دوليًا، فإن فائدة مقياس MBI ستكون محدودة بشكل كبير لذلك، من المهم مقارنة ثبات مقياس MBI بين الدول.

أظهرت نتائج دراسة Daig et al., (2010) أن مقياس MBI يتمتع بمعاملات ثبات جيدة بين مختلف البلدان؛ ومع ذلك، في تقريرهم، استندت إحصائيات الثبات الخاصة بالمقياس إلى حد كبير على عينات من العالم الغربي، ولم يكن هناك سوى عينتين صغيرتين من آسيا، كل منها أقل من 30 مشاركًا. وقد لا تكون هذه النتائج قابلة للتطبيق في الدول غير الغربية. في الآونة الأخيرة، تم نشر العديد من الدراسات السيكومترية لمقياس MBI في البلدان العربية. لذلك، سيكون من المناسب مراجعة إحصاءات ثبات درجات مقياس MBI في البلدان العربية.

يقصد بمفهوم ثبات درجات المقياس مدى خلوها من الأخطاء غير المنتظمة التي تشوب القياس، أي مدى قياس المقياس للمقدار الحقيقي للسمة التي يهدف لقياسها، فدرجات المقياس تكون ثابتة إذا كان الاختبار يقيس سمة معينة قياسًا متسقًا في الظروف المتباينة التي قد تؤدي إلى أخطاء القياس (علام، 2006). فالثبات بهذا المعنى يعني الاستقرار والاتساق الذي تكون عليه السمة المراد قياسها.

ويذكر الطريري (2014) أن تعريف الثبات من الناحية العملية هو إلى أي درجة يمكن الاعتماد على المقاييس لإعطاء معلومات متسقة وغير غامضة بحيث تعكس الخصائص الحقيقية للسمة المقاسة، لذا يمكن تعريفه على أنه نسبة التباين الحقيقي إلى التباين المتحقق، وهذا يعني أن معامل الثبات هو ذلك الجزء من تباين الدرجة الملاحظة الذي يعزى إلى تباين الدرجة الحقيقية. وتتراوح قيم هذا المعامل بين الصفر والواحد الصحيح.

الأخطاء غير المنتظمة التي تؤثر في ثبات الدرجات تكون أخطاء عشوائية يصعب التنبؤ بها، وهذه الأخطاء ترجع إلى عوامل بعضها يتعلق بالمقياس وتعليماته ومحكات تصحيحه، والبعض الآخر يتعلق بالظروف البيئية أثناء التطبيق، وكذلك عوامل تتعلق بخصائص الأفراد المختبرين كدافعيته وحالتهم الصحية والنفسية وقت إجراء الاختبار، وهناك نوع من الأخطاء تسمى الاخطاء المنتظمة ربما تؤدي إلى تضخيم أو تقليل ثبات درجات المقياس ولكن بطريقة متسقة وبالتالي لا تؤثر في ثبات الاختبار(علام، 2006).

إن الدرجة التي يحصل عليها الفرد في مقياس معين تسمى الدرجة الملاحظة، غير أن هذه الدرجة تكون في كثير من الأحيان مشوبة بأخطاء القياس التي إذا أمكن تقديرها فإننا نحصل على درجة الخطأ، وإذا طرحنا درجة الخطأ من الدرجة الملاحظة فإننا نحصل على درجة الفرد خالية من الأخطاء العشوائية، وهذه تسمى الدرجة الحقيقية أي أن:

الدرجة الملاحظة = الدرجة الملاحظة ± درجة الأخطاء العشوائية.

ويمكن تقسيم مصادر الخطأ في القياس إلى مصادر ثلاثة رئيسة هي: مصادر تتعلق بأداة القياس، ومصادر تتعلق بإجراءات تطبيق المقياس وتصحيحه ومصادر تتعلق بالأفراد المختبرين، ومصادر الخطأ في القياس متعددة منها: مهارات الإجابة على المقياس، والتخمين، والغش، والتزييف عند الاستجابة لمقاييس الشخصية، وقلق الاختبار (الشوربجي وحسن، 2012).

تشير أدبيات القياس والتقويم التربوي والنفسي إلى أننا لا نستطيع قياس التباين الحقيقي بطريقة مباشرة، ولكن يمكننا تقدير قيم أخطاء الصدفة التي تؤثر في الدرجات باستخدام أساليب مختلفة في معناها ودلالتها وذلك باختلاف مصادر الأخطاء العشوائية التي نعكس اثرها في هذه القيم ومنها: معامل التكافؤ، معامل الاستقرار، معامل الاستقرار والتكافؤ، معامل الاتساق الداخلي، معامل التجانس، معامل إمكانية التعميم (علام، 2006).

**وتعميم الثبات** هو إجراء تحليلي بعدي لتجميع تقديرات الثبات واستكشاف تأثير خصائص الدراسة على تباين تقديرات الثبات؛ يمكن تلخيص إجراء دراسة تعميم الثبات بإيجاز في الخطوات الخمس التالية: أولاً، ابدأ بسؤال بحثي (على سبيل المثال، تعميم الثبات لقائمة بيك للاكتئاب). ثانيًا، ابحث عن الدراسات التي تناولتها في قواعد البيانات الإلكترونية (على سبيل المثال، PsycINFO و MedLINE) واسترجع المقالات. يجب على الباحثين أيضًا إنشاء مخطط انسيابي يحدد عملية البحث (ومصطلحات البحث المستخدمة)، وعدد المقالات المسترجعة، وعدد المقالات المدرجة في التجميع النهائي. ثالثًا، قم بتطوير معايير التضمين (على سبيل المثال، ليتم تضمينها في دراسة تعميم الثبات، يجب أن تبلغ الدراسات عن تقديرات الثبات) ويتم تحديد الدراسات التي تفي بالمعايير. رابعًا، يتم تحديد مؤشرات ترميز وتكويد الدراسات. يجب أن تتضمن ورقة الترميز تسجيل معاملات الثبات وخصائص الدراسة مثل سنة النشر، والبلد، وحجم العينة، والمعلومات الديموغرافية، والعينة السريرية مقابل العينة غير السريرية. خامساً، تجميع تقديرات الموثوقية والتحقيق في المتغيرات المعدلة (أي تأثير خصائص الدراسة على معامل الثبات)، و**التحليل البعدي** هو أسلوب إحصائي للجمع بين نتائج الدراسات المستقلة التي تتناول نفس موضوع البحث، حيث يحاول تقديم تقدير دقيق لتأثير القياس قيد التحليل على نتيجة معينة باستخدام بيانات من جميع الدراسات ذات الصلة ذات الجودة المناسبة.

**مشكلة الدراسة**

يوضح الثبات إلى أي مدى تكون الدرجات التي تنتجها أداة يتم تطبيقها على عينات محددة، في وقت معين، وتحت ظروف معينة، متسقة وقابلة للتكرار ( Crocker & Algina, 1986; Onwuegbuzie & Larry, 2000; Taylor,2012) لذلك، يمكن أن تتأثر معاملات الثبات التي تنتجها الأداة بخصائص الدراسة والعينة.

وعلى الرغم من أن التحليل البعدي لمعاملات الثبات ليس جديدًا (Peterson,1994)، فإن التحليل البعدي لمعامل ألفا عبر الدراسات أصبح أكثر شيوعًا في القياس التطبيقي النفسي والتربوي باستخدام منهجية يشار إليها باسم تعميم الثبات RG (reliability generalization). يعكس RG مدخلاً تحليليًا بعدياً لتقدير معاملات الثبات المحسوبة للدرجات عبر العينات وفحص مدى تنوع هذه التقديرات.( Vacha-Haase, 1998; Williams & Young, 2021 )

وتكشف مراجعة الدراسات التحليلية البعدية المنشورة أن الباحثين يستخدمون مجموعة متنوعة من الأساليب لتحليل درجات الثبات عبر الدراسات بما في ذلك نماذج التأثيرات الثابتة (Shields & Caruso, 2004; Vacha-Haase ,1998)، والتأثيرات العشوائية أو نماذج التأثيرات المختلطة (Beretvas, Meyers, & Leite, 2002; Beretvas & Pastor ,2003).

المجلة الدولية للأبحاث التربوية - جامعة الإمارات العربية المتحدة
المجلد (47) العدد (5) أكتوبر 2023

كما استخدم الباحثون تحويل Fisher's r-to-z لتحويل تقديرات الثبات المرصودة قبل التحليل (Caruso, 2000; Wallace & Wheeler ,2002)، وقد يحسب بعض الباحثين حجم العينة - المتوسط المرجح لدرجة الثبات (Viswesvaran & Ones, 2000; Yin & Fan ,2000 ؛ Beretvas & Pastor, 2003) بينما يحسب البعض الآخر المتوسطات غير الموزونة مثل (Deditius-Island & Caruso ,2002). وفي الدراسة الحالية يستخدم الباحث نموذج التأثيرات العشوائية لمعاملات ألفا.

ونظرًا للاستخدام المتزايد لمقياس ماسلاش في جميع أنحاء العالم، فإن إحدى المشكلات المحتملة لهذا المقياس هي أن أعراض الاحتراق يمكن أن تتأثر بعوامل مثل الثقافة والعرق والدين والوضع الاقتصادي، الأمر الذي قد يؤدي إلى محدودية استخدامه في الدراسات المستقبلية؛ لذلك، من المهم مقارنة ثبات مقياس MBI بين الدول.

وفي ضوء ما أظهرته نتائج دراسة Daig et al., (2010) أن معاملات الثبات الخاصة بمقياس MBI تستند إلى حد كبير على عينات من العالم الغربي، ولم يكن هناك سوى عينتين صغيرتين من آسيا، كل منها أقل من 30 مشاركًا وقد لا تكون هذه النتائج قابلة للتطبيق في الدول غير الغربية.

تناولت دراسة Wheeler, Vassar , Worley and Barnes (2011) تحليل معاملات ألفا لعدد 84 دراسة، حيث أشارت النتائج إلى أن تقديرات ألفا المتوسطة للأبعاد الفرعية الثلاثة؛ الارهاق العاطفي، وتبدد الشخصية، ونقص الانجاز الشخصي وقعت في نطاق 0.70 إلى 0.80. كما أن التباين في نسخ المقياس واللغة كان مسؤولًا عن التباين في معامل ألفا.

وفي دراسة Aguayo, Vargas, de la Fuente and Lozano (2011) تم تحليل 51 من معاملات ألفا لكرونباخ لعدد45 دراسة، أظهرت النتائج متوسط ثبات بلغ 0.88 و 0.71 و 0.78 على التوالي لكل بُعد. كما أشارت النتائج إلى مستوى عال من عدم التجانس (مؤشرات $I^2$ كانت 93.7٪، 95.5٪، 96.3٪). تم تحديد سبعة متغيرات مُعدلة تفسر عدم التجانس في بُعد الإرهاق العاطفي، وثلاثة متغيرات أخرى في بُعد تبدد الشخصية.

وخلال العقود الثلاثة الماضية، تم نشر العديد من الدراسات السيكومترية لمقياس MBI في البلدان العربية. لذلك، سيكون من المناسب مراجعة إحصاءات الثبات لمقياس MBI في البلدان العربية؛ لذلك تحاول الدراسة الحالية إجراء تحليل بعدي باستخدام مدخل تعميم الثبات Reliability generalization (RG) للدراسات العربية التي تم فيها استخدام استبانة ( MBI – Educators Survey (MBI-ES في المؤسسات التعليمية.

وسوف نتناول في هذه الدراسة التحليل البعدي لتقديرات معامل ألفا في الدراسات المنشورة باستخدام MBI، من أجل تقييم ما إذا كان استخدام MBI كأداة تشخيص للاحتراف النفسي مناسبًا أم لا بين المعلمين.

وتتبلور مشكلة البحث في التساؤلات الآتية:

1. ما متوسط حجم تأثير معامل ألفا للثبات الكلي لمقياس MBI في الدراسات عينة البحث؟
2. ما مدى تباين متوسط حجم تأثير معامل ألفا للثبات الكلي MBI في الدراسات عينة البحث، طبقًا لعوامل (حجم العينة، النوع، نوع المشاركين، دولة التطبيق)؟
3. ما متوسط حجم تأثير معامل ألفا لثبات كل بُعد من أبعاد مقياس الاحتراق النفسي: الإرهاق العاطفي، تبدد الشخصية، نقص الإنجاز الشخصي في الدراسات عينة البحث؟
4. ما مدى تباين متوسط حجم تأثير معامل ألفا لثبات كل بُعد من أبعاد مقياس الاحتراق النفسي: الإرهاق العاطفي، تبدد الشخصية، نقص الإنجاز الشخصي في الدراسات عينة البحث طبقًا لعوامل (حجم العينة، النوع، نوع المشاركين، دولة التطبيق)؟

**أهداف البحث**

1. الكشف عن متوسط حجم تأثير معامل ألفا للثبات الكلي لمقياس MBI في الدراسات عينة البحث.
2. الكشف عن مدى تباين متوسط حجم تأثير معامل ألفا للثبات الكلي MBI في الدراسات عينة البحث، طبقًا لعوامل (حجم العينة، النوع، نوع المشاركين، دولة التطبيق).
3. الكشف عن متوسط حجم تأثير معامل ألفا لثبات كل بُعد من أبعاد مقياس الاحتراق النفسي: الإرهاق العاطفي، تبدد الشخصية، نقص الإنجاز الشخصي في الدراسات عينة البحث.
4. الكشف عن مدى تباين متوسط حجم تأثير معامل ألفا لثبات كل بُعد من أبعاد مقياس الاحتراق النفسي: الإرهاق العاطفي، تبدد الشخصية، نقص الإنجاز الشخصي في الدراسات عينة البحث، طبقًا لعوامل (حجم العينة، النوع، نوع المشاركين، دولة التطبيق).

**أهمية البحث**

1. يُعد إجراء دراسة تحليلية بعدية باستخدام مدخل تعميم الثبات، من أوائل الدراسات التي تجري في البيئة العربية، مما يفتح الباب أمام الباحثين لمراجعة أدوات القياس الشائعة الاستخدام للسمات والظواهر النفسية المختلفة.
2. ما ستسفر عنه نتائج هذه الدراسة من الكشف عن متوسط الخصائص السيكومترية لثبات مقياس MBI وأبعاده الفرعية عبر الدراسات العربية المنشورة، قد تساعد الباحثين والعاملين في مجال الصحة العقلية من تقييم جودة هذه الأداة في اتخاذ القرارات عالية المخاطر، مثل تشخيص الاضطراب النفسي.

3. الكشف عن المتغيرات المُعدلة المؤثرة في تباين معاملات ألفا لثبات مقياس MBI وأبعاده الفرعية، قد يساعد الباحثين في الدراسات المستقبلية في تبني الإجراءات المنهجية السليمة، المؤدية إلى التوصل إلى معاملات ثبات مقبولة لهذا المقياس

**التعريفات الاصطلاحية والإجرائية**

**الاحتراق النفسي:** "حالة من الاستنزاف الانفعالي والبدني، بسبب ما يتعرض له الفرد من ضغوط، أي إنه يشير إلى التغيرات السلبية في العلاقات والاتجاهات من جانب الفرد نحو الآخرين، بسبب المتطلبات الانفعالية والنفسية الزائدة "(عبد الباقي،2014: 22). **وإجرائياً:** حالة الاجهاد البدني والذهني والعاطفي الناتجة عن التفاعل مع العملاء في مواقف تتطلب بذل جهد انفعالي أكبر.

**التحليل البعدي:** "أحد الأساليب الكمية المستخدمة لمسح وتحليل نتائج الدراسات والبحوث في مجال معين بطريقة كمية، لتنظيم واستخراج المعلومات من كم هائل من البيانات والنتائج بهدف تحليل التحليل الذي آلت إليه هذه الدراسات والبحوث؛ مما يؤدي إلى التعرف على فاعلية هذه البحوث، والتوصل إلى قرارات محددة في تبني نتائج هذه البحوث من عدمه"(عبد العليم، 2015: 485). **وإجرائياً:** مزيج من نتائج دراستين أو أكثر باستخدام أساليب إحصائية معينة للحصول على تقدير واحد للتأثير على متغير معين للظاهرة قيد الدراسة.

**تعميم الثبات:** هو نوع خاص من التحليل البعدي الذي يهدف إلى التحقيق في كيفية تغير أخطاء قياس درجات الاختبار من تطبيق إلى آخر وتحديد خصائص الدراسة والعينة المرتبطة إحصائيًا بتنوع تقديرات الثبات (Sánchez-Meca et al., 2013). وإجرائياً: هو إجراء تحليلي بعدي لتجميع تقديرات الثبات واستكشاف تأثير خصائص الدراسة على تباين تقديرات الثبات

## الطريقة والإجراءات

**منهج البحث**

استخدم الباحث المنهج الوصفي التحليلي من خلال أسلوب التحليل البعدي؛ لمناسبته لطبيعة أهداف البحث الحالي.

**مجتمع البحث**

تَكْوَّنَ مجتمع البحث الحالي، من جميع الدراسات العربية التي تناولت الاحتراق النفسي لدى العاملين في المؤسسات التعليمية في الدول العربية، خلال الفترة الممتدة من (2010-2021م) في المجلات العربية المحكمة أو المجلات الأجنبية.

**عينة البحث**

تَكْوَّنَت العينة من (32) بحثًا عربيًا نُشر خلال الفترة الممتدة من (2010- 2021م)، التي تم اختيارها وفق معايير تضمين الدراسات في البحث الحالي. ويظهر الجدول (1) التالي توزيع الدراسات التي تناولت الاحتراق النفسي.

**جدول 1**

*خصائص عينة الدراسة وفق المتغيرات المُعدِّلة.*

| الدراسة | ألفا الكلي | ألفا- الإرهاق العاطفي | ألفا- تبدد الشخصية | ألفا- نقص الإنجاز الشخصي | عدد العينة | الدولة | المشاركون | النوع |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| الرقاد (2018) | 0.84 | 0.82 | 0.74 | 0.68 | 20 | الأردن | معلمون | ذكور/ إناث |
| حمى وصليحة (2019) | 0.81 | 0.79 | 0.82 | 0.86 | 95 | الجزائر | معلمون | ذكور/ إناث |
| بوقرة ومنصوري (2018) | 0.72 | | - | - | 60 | الجزائر | معلمون | ذكور/ إناث |
| الرحبة وأبو هلال (2012) | 0.92 | 0.93 | 0.87 | 0.89 | 1053 | الجزائر | معلمون | ذكور/ إناث |
| الشاعر (2017) | 0.90 | 0.81 | 0.81 | 0.73 | 29 | الكويت | معلمون | إناث |
| هلايلي (2016) | 0.83 | 0.88 | 0.75 | 0.84 | 45 | الجزائر | معلمون | ذكور/ إناث |
| نصير (2019) | 0.88 | 0.85 | 0.79 | 0.87 | 25 | الأردن | معلمون | ذكور/ إناث |
| الشمري (2018) | 0.80 | 0.88 | 0.70 | 0.82 | 11 | الكويت | معلمون | ذكور/ إناث |
| السكران (2014) | 0.86 | 0.86 | 0.74 | 0.79 | 90 | الأردن | أستاذ جامعي | ذكور/ إناث |
| طوالو (2016) | 0.88 | 0.85 | 0.89 | 0.84 | 30 | سوريا | معلمون | ذكور/ إناث |
| أحمد (2015) | 0.85 | 0.87 | 0.88 | 0.78 | 30 | السودان | معلمون | إناث |
| الظفري (2015) | 0.81 | 0.82 | 0.62 | 0.73 | 319 | عُمان | معلمون | إناث |
| مشاقبة (2016) | 0.83 | 0.82 | 0.89 | 0.83 | 74 | السعودية | مرشدون | ذكور/ إناث |
| مؤنس (2018) | 0.90 | 0.86 | 0.86 | 0.77 | 35 | فلسطين | معلمون | ذكور/ إناث |
| محمد (2020) | 0.89 | 0.84 | 0.78 | 0.85 | 23 | السعودية | أستاذ جامعي | إناث |
| القحطاني (2020) | 0.81 | - | - | - | 170 | السعودية | طلبة جامعة | إناث |
| الخطاطبة (2020) | 0.83 | 0.80 | 0.81 | 0.78 | 20 | السعودية | معلمون | ذكور/ إناث |
| خطارة (2018) | 0.65 | 0.67 | 0.75 | 0.71 | 15 | الجزائر | معلمون | ذكور/ إناث |
| بوقرة وموسى (2017) | 0.80 | 0.70 | 0.76 | 0.67 | 40 | الجزائر | معلمون | ذكور/ إناث |
| الحضري (2019) | 0.91 | 0.95 | 0.96 | 0.79 | 30 | السعودية | مديرون | ذكور/ إناث |
| حمزة ويوسف (2018) | 0.69 | - | - | - | 84 | الجزائر | معلمون | ذكور |
| الظفيري والقريوتي (2010) | 0.86 | 0.88 | 0.52 | 0.75 | 197 | عُمان | معلمون | إناث |
| السلخي (2013) | 0.84 | 0.82 | 0.74 | 0.68 | 166 | الأردن | معلمون | ذكور/ إناث |
| عبد الباقي (2014) | 0.93 | 0.94 | 0.98 | 0.87 | 20 | السودان | معلمون | إناث |
| الخمايسة (2018) | 0.75 | 0.80 | 0.70 | 0.76 | 20 | السودان | مرشدون | ذكور/ إناث |
| جرار (2011) | 0.90 | 0.76 | 0.84 | 0.92 | 121 | فلسطين | مديرون | ذكور/ إناث |
| نصراوي وزروال (2017) | 0.90 | - | - | - | 419 | الجزائر | أستاذ جامعي | ذكور/ إناث |
| عبد الفتاح (2019) | 0.82 | 0.79 | 0.78 | 0.84 | 30 | السعودية | أستاذ جامعي | ذكور/ إناث |
| أبو هلال وآخرون (2018 أ) | 0.84 | 0.88 | 0.48 | 0.79 | 820 | عُمان | معلمون | ذكور |
| أبو هلال وآخرون (2018 ب) | 0.87 | 0.86 | 0.40 | 0.79 | 1302 | عُمان | معلمون | إناث |
| معروف (2017) | 0.79 | - | - | - | - | الجزائر | معلمون | ذكور |
| وريوش (2021) | 0.80 | - | - | - | 150 | العراق | معلمون | إناث |

## حدود البحث

- **حدود زمانية:** الدراسات والبحوث المنشورة ما بين (2010-2021).
- **حدود مكانية:** الدول العربية.

المجلة الدولية للأبحاث التربوية - جامعة الإمارات العربية المتحدة
المجلد (47) العدد (5) أكتوبر 2023

- **حدود موضوعية:** مقياس الاحتراق النفسيMBI، أبعاد المقياس الفرعية؛ الإرهاق العاطفي، تبدد الشخصية، نقص الإنجاز الشخصي.

## منهجية الدراسة وإجراءاتها

### البحث عن الدراسات ومعايير اختيارها

تم البحث عن الدراسات في قواعد البيانات الآتية: قاعدة دار المنظومة، قاعدة شمعة التربوية، قاعدة المجلات العراقية المحكمة، قاعدة غوغل الباحث العلمي. تم استخدام الكلمات المفتاحية؛ مقياس ماسلاش للاحتراق النفسي، الاحتراق النفسي، الإنهاك النفسي، الإرهاق النفسي ثم تم إجراء عملية الباحث خلال شهر أيار/مايو 2022م حيث أنتجت هذه المرحلة 64 دراسة، تم تضمين المعايير الآتية:

- استخدمت مقياس ماسلاش للاحتراق نسخة المعلمين (22 مفردة).
- تتوافر بها معامل ألفا للثبات الكلي ومعاملات ألفا للأبعاد الفرعية الثلاثة، أو كلاهما.
- تتوافر بها حجم العينة الاستطلاعية أو الأساسية التي تم تطبيق المقياس عليها.
- تتوافر بها المشاركون في الدراسة ونوع الجنس.
- منشورة باللغة العربية أو الإنجليزية، وتم التطبيق في الدول العربية.
- منشورة خلال الفترة 2010-2021م

في المرحلة الثانية؛ تم استبعاد عدد 32 دراسة لم تتوافر بها أحد معايير الدمج المشار إليها.

### ترميز البيانات

المتغيرات المُعدلة المتضمنة، تختبر تأثيراتها في متوسط حجم التأثير المحسوب لمعامل ألفا للثبات الكلي ولمعاملات ألفا- لثبات الأبعاد الثلاثة؛ الإرهاق العاطفي، وتبدد الشخصية، ونقص الإنجاز الشخصي.

1. العدد (ن): تم تصنيفه إلى خمس فئات؛ غير محدد - أقل من 50، من 51- 100، 101-200، أكبر من 200.
2. المشاركون: تم تصنيف المشاركين إلى خمس فئات؛ طلبة، معلمون، مرشدون، مديرون، أساتذة جامعات.
3. النوع الاجتماعي: تم تصنيف النوع إلى ثلاث فئات؛ ذكور، إناث، الاثنين.
4. دولة التطبيق: تم التصنيف الدول إلى ثلاث فئات؛ شمال أفريقيا العربية وشرقها، الخليج العربي، إقليم الهلال الخصيب.

**التحليل الإحصائي**

الطريقة المعتادة لتقييم ما إذا كان هناك عدم تجانس حقيقي في التحليل التلوي هي استخدام اختبار Q، وهو اختبار إحصائي حدده كوكران (1954). يتم حساب اختبار Q عن طريق جمع الانحرافات التربيعية لتقدير تأثير كل دراسة من تقدير التأثير الكلي، مع ترجيح مساهمة كل دراسة من خلال تباينها العكسي. في ظل فرضية التجانس بين أحجام التأثير، تتبع إحصاء Q توزيع مربع كاي مع درجة حرية k - 1، حيث k عدد الدراسات. ويؤدي عدم رفض فرضية التجانس عادةً إلى قيام الباحث بتبني نموذج التأثيرات الثابتة لأنه من المفترض أن أحجام التأثير المقدرة تختلف فقط باختلاف خطأ أخذ العينات. في المقابل، يمكن أن يؤدي رفض افتراض التجانس إلى تطبيق نموذج التأثيرات العشوائية الذي يتضمن كلاً من التباين داخل الدراسات وفيما بينها.

يقيس المؤشر $I^2$ مدى عدم التجانس الحقيقي، ويقسم الفرق بين نتيجة اختبار Q ودرجات الحرية (k - 1) على قيمة Q نفسها وضربها في 100. يمكن تفسير مؤشر $I^2$ على أنه النسبة المئوية للتباين الكلي في مجموعة من أحجام التأثير بسبب عدم التجانس الحقيقي، أي التباين بين الدراسات. على سبيل المثال، يعني التحليل البعدي مع $I^2 = 0$ أن كل التباين في تقديرات حجم التأثير يرجع إلى خطأ في أخذ العينات داخل الدراسات. من ناحية أخرى، فإن التحليل التلوي مع $I^2 = 50$ يعني أن نصف التباين الكلي بين أحجام التأثير لا ينتج عن خطأ في أخذ العينات ولكن بسبب عدم التجانس الحقيقي بين الدراسات. اقترح Higgin and Thompson (2002) تصنيفًا لقيم $I^2$ بهدف المساعدة في تفسير حجمها. وبالتالي، فإن النسب المئوية التي تبلغ حوالي 25٪ ( $I^2 = 25$) و 50٪ ($I^2 = 50$) و 75٪ ($I^2 = 75$) تعني عدم تجانس منخفض ومتوسط وعالي، على التوالي.

بعد تحليل تجانس المعاملات وإيجاد أن التباينات كانت غير متجانسة، تم حساب متوسط معاملات الثبات، باستخدام نموذج التأثيرات العشوائية، نظرًا لأن تقدير التباين بين الدراسات كان أكبر من الصفر .(Huedo-Medinaet al,. 2006)

وتم تقييم تأثير المتغيرات المعدلة على تغير تقديرات الثبات عن طريق تحليل التباين للمتغيرات الفئوية ونموذج الانحدار للمتغير المستمر، بافتراض نموذج التأثيرات المختلطة

وقد تم اعتماد المعايير التالية لتفسير قيمة مؤشر حجم الأثر: (0.01 = صغير جداً، 0.20= صغير، 0.50= متوسط، 0.80 = كبير، 1.20= كبير جداً، 2.00 = ضخم Sawilowsky, 2009).

المجلة الدولية للأبحاث التربوية - جامعة الإمارات العربية المتحدة
المجلد (47) العدد (5) أكتوبر 2023

## نتائج البحث

### نتيجة السؤال الأول

- ما متوسط حجم تأثير معامل ألفا للثبات الكلي لمقياس MBI في الدراسات عينة البحث؟

للإجابة عن تساؤل البحث الأول، تم استخدام اختبار عدم التجانس للكشف عمّا إذا كان التباين الملاحظ في حجوم التأثير للدراسات والأبحاث عينة البحث، أظهرت فروقًا دالة عن التباين المتوقع، الناتج عن خطأ المعاينة Sampling erro ولتحديد النموذج الذي سيتم استخدامه لجمع حجوم التأثير وفقًا لذلك، والذي يتضح من خلال الجدول (2) التالي:

**جدول 2**

*إحصاءات نموذج التأثير الثابت والعشوائي.*

| النموذج | " عدد K الدراسات" | حجم التأثير | 95%فترة الثقة | | عدم التجانس | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | الحدود الدنيا | الحدود العظمى | Q | df | P | I2 |
| التأثيرات الثابتة | 32 | 0.8309 | 0.8225 | 0.8389 | 363.70 | 31 | 0.001 | 91.5% |
| التأثيرات العشوائية | 32 | 0.8299 | 0.7941 | 0.8600 | | | | |

Q قيمة عدم التجانس df درجات الحرية P مستوى الدلالة $I^2$ نسبة عدم التجانس

يتضح من الجدول (2)، أن قيمة (Q) لاختبار عدم التجانس بلغت (363.70)، وهي أكبر من قيمة ($\chi 2$) بدرجات حرية (31)، التي بلغت (59.70) عند مستوى دلالة (0.001)، مما يشير إلى أن توزيع حجوم التأثير غير متجانسة، وطبقاً لذلك ينبغي التحليل وفقًا لنموذج التأثيرات العشوائية REM.

ووفقًا لهذا النموذج، بلغ حجم التأثير المشترك (0.83) بخطأ معياري (0.01) وفترات ثقة 95% (0.7941، 0.8600)، وتقع هذه القيمة ضمن حجوم التأثير الكبيرة، ومن ثَمَّ فإن متوسط حجم تأثير معامل ثبات ألفا الكلي لمقياس MBI عبر الدراسات يعتبر كبيرًا، ويقع ضمن المدى المثالي.

### نتيجة السؤال الثاني

- ما مدى تباين متوسط حجم تأثير معامل ألفا للثبات الكلي MBI في الدراسات عينة البحث، طبقًا لعوامل (حجم العينة، المشاركون، النوع الاجتماعي، دولة التطبيق)؟

استخدم الباحث التحليل المعدل للكشف عمَّا إذا كان معامل ثبات ألفا الكلي يختلف باختلاف حجم العينة، المشاركون، النوع الاجتماعي، دولة التطبيق، الذي يتضح من خلال الجدول (3) التالي:

**جدول 3**

*نتائج الفروق في حجم تأثير معامل ثبات ألفا الكلي تبعًا للمتغيرات المُعدِّلة.*

| المتغير المعدل | K | E.S | فترة الثقة 95% | | Qb | Df | P | I2 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | الحدود الدنيا | الحدود العظمى | | | | |
| حجم العينة | 32 | 0.8309 | 0.8225 | 0.8389 | 6.0474 | 3 | 0.11 | 91% |
| -أقل من 50 | 17 | 0.8383 | 0.8075 | 0.8644 | | | | |
| أكبر من 50 وأقل من 100 | 5 | 0.7951 | 0.7554 | 0.8289 | | | | |
| أكبر من 100 وأقل من 200 | 5 | 0.8437 | 0.8223 | 0.8626 | | | | |
| أكبر من 200 | 5 | 0.8307 | 0.8207 | 0.8402 | | | | |
| المشاركون | 32 | 0.8309 | 0.8225 | 0.8389 | 49.1273*** | 4 | 0.001 | 91% |
| المرشدون | 2 | 0.8166 | 0.7341 | 0.8753 | | | | |
| مديرو المدارس | 2 | 0.9019 | 0.8667 | 0.9282 | | | | |
| أعضاء التدريس | 4 | 0.8910 | 0.8724 | 0.9070 | | | | |
| المعلمون | 23 | 0.8199 | 0.8101 | 0.8292 | | | | |
| طلبة الجامعة | 1 | 0.8100 | 0.7511 | 0.8561 | | | | |
| النوع الاجتماعي | 32 | 0.8309 | 0.8225 | 0.8389 | 246.9709 | 2 | 0.001 | %91 |
| إناث | 9 | 0.7730 | 0.7556 | 0.7892 | | | | |
| ذكور | 3 | 0.7474 | 0.7179 | 0.7743 | | | | |
| ذكور وإناث معًا | 20 | 0.8929 | 0.8844 | 0.9008 | | | | |
| دولة التطبيق | 32 | 0.8309 | 0.8225 | 0.8389 | 201.5617*** | 2 | 0.001 | 91% |
| الخليج العربي | 12 | 0.7701 | 0.7551 | 0.7843 | | | | |
| الهلال الخصيب | 8 | 0.8554 | 0.8326 | 0.8752 | | | | |
| شمال وشرق أفريقيا | 12 | 0.8922 | 0.8826 | 0.9010 | | | | |

Qb اختبار دلالة الفروق كيو

يتضح من الجدول (3)، عدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية في حجم تأثير معامل ثبات ألفا الكلي، وفقًا لحجم العينة، بينما وجدت فروق ذات دلالة إحصائية في حجم التأثير وفقًا للمشاركين لصالح مديري المدارس، كما وجدت فروق دالة وفقًا للنوع الاجتماعي لصالح المختلط (ذكور/إناث)، ووجدت فروق دالة وفقًا لدولة التطبيق للدراسات التي أجريت في دول شمال أفريقيا وشرقها.

**نتيجة السؤال الثالث**

- ما متوسط حجم تأثير معامل ألفا لثبات بُعد الإرهاق العاطفي في الدراسات عينة البحث؟

للإجابة عن تساؤل البحث، تم استخدام اختبار عدم التجانس للكشف عمّا إذا كان التباين الملاحظ في حجوم التأثير للدراسات والأبحاث عينة البحث، أظهرت فروقًا دالة عن التباين المتوقع الناتج عن خطأ المعاينةSampling error، ولتحديد النموذج الذي سيتم استخدامه لجمع حجوم التأثير وفقًا لذلك، والذي يتضح من خلال الجدول (4) التالي:

المجلة الدولية للأبحاث التربوية - جامعة الإمارات العربية المتحدة
المجلد (47) العدد (5) أكتوبر 2023

**جدول 4**

*إحصاءات نموذج التأثير الثابت والعشوائي.*

| النموذج | K | حجم التأثير | 95%فترة الثقة | | عدم التجانس | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | الحدود الدنيا | الحدود العظمى | Q | Df | P | I2 |
| التأثيرات الثابتة | 32 | 0.8575 | 0.8503 | 0.8643 | 347.34 | 31 | 0.001 | 91.1% |
| التأثيرات العشوائية | 32 | 0.8254 | 0.7896 | 0.8557 | | | | |

يتضح من الجدول (4)، أن قيمة (Q) لاختبار عدم التجانس بلغت (347.34)، وهي أكبر من قيمة ($\chi 2$) بدرجات حرية (31) التي بلغت (59.70) عند مستوى دلالة (0.001)، مما يشير إلى أن توزيع حجوم التأثير غير متجانسة، وطبقًا لذلك ينبغي التحليل وفقًا لنموذج التأثيرات العشوائية REM.

ووفقًا لهذا النموذج، بلغ حجم التأثير المشترك (0.83) وفترات ثقة 95% (0.7896، 0.8557)، وتقع هذه القيمة ضمن حجوم التأثير الكبيرة، ومن ثَمّ فإن متوسط حجم تأثير معامل ثبات ألفا، بُعد الإرهاق العاطفي للمقياس MBI عبر الدراسات يعتبر كبيرًا ويقع ضمن المدى المثالي.

- ما متوسط حجم تأثير معامل ألفا لثبات بُعد تبدد الشخصية في الدراسات عينة البحث؟

للإجابة عن تساؤل البحث، تم استخدام اختبار عدم التجانس للكشف عمّا إذا كان التباين الملاحظ في حجوم التأثير للدراسات والأبحاث عينة البحث، أظهرت فروقًا دالة عن التباين المتوقع الناتج عن خطأ المعاينةSampling error، ولتحديد النموذج الذي سيتم استخدامه لجمع حجوم التأثير وفقًا لذلك، والذي يتضح من خلال الجدول (5) التالي:

**جدول5**

*إحصاءات نموذج التأثير الثابت والعشوائي.*

| النموذج | K | حجم التأثير | 95%فترة الثقة | | عدم التجانس | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | الحدود الدنيا | الحدود العظمى | Q | Df | P | I2 |
| التأثيرات الثابتة | 32 | 0.6800 | 0.6656 | 0.6940 | 735.14 | 31 | 0.001 | 95.8% |
| التأثيرات العشوائية | 32 | 0.7787 | 0.7153 | 0.8293 | | | | |

يتضح من الجدول (5)، أن قيمة (Q) لاختبار عدم التجانس بلغت (735.14)، وهي أكبر من قيمة ($\chi 2$) بدرجات حرية (31)، التي بلغت (59.70) عند مستوى دلالة (0.001)، مما يشير إلى أن توزيع حجوم التأثير غير متجانسة، وطبقًا لذلك، ينبغي التحليل وفقًا لنموذج التأثيرات العشوائية REM.

ووفقًا لهذا النموذج، بلغ حجم التأثير المشترك (0.78) وفترات ثقة 95% (0.7896، 0.8557)، وتقع هذه القيمة ضمن حجوم التأثير الكبيرة، ومن ثَمّ فإن متوسط حجم تأثير معامل ثبات ألفا بُعد تبدد الشخصية للمقياس MBI عبر الدراسات يعتبر كبيرًا، ويقع ضمن المدى المقبول.

- ما متوسط حجم تأثير معامل ألفا لثبات بُعد نقص الإنجاز الشخصي في الدراسات عينة البحث؟

للإجابة عن تساؤل البحث، تم استخدام اختبار عدم التجانس للكشف عمّا إذا كان التباين الملاحظ في حجوم التأثير للدراسات والأبحاث عينة البحث، أظهرت فروقًا دالة عن التباين المتوقع الناتج عن خطأ المعاينةSampling error، ولتحديد النموذج الذي سيتم استخدامه لجمع حجوم التأثير وفقًا لذلك، والذي يتضح من خلال الجدول (6) التالي:

**جدول 6**

*إحصاءات نموذج التأثير الثابت والعشوائي.*

| النموذج | K | حجم التأثير | فترة الثقة 95% | | عدم التجانس | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | الحدود الدنيا | الحدود العظمى | Q | Df | P | I2 |
| التأثيرات الثابتة | 32 | 0.7909 | 0.7808 | 08006 | 325.11 | 31 | 0.001 | 90.5% |
| التأثيرات العشوائية | 32 | 0.7705 | 0.7264 | 0.8083 | | | | |

يتضح من الجدول (6)، أن قيمة (Q) لاختبار عدم التجانس بلغت (325.11)، وهي أكبر من قيمة ($\chi 2$) بدرجات حرية (31)، التي بلغت (59.70) عند مستوى دلالة (0.001)، مما يشير إلى أن توزيع حجوم التأثير غير متجانسة، وطبقًا لذلك، ينبغي التحليل وفقًا لنموذج التأثيرات العشوائية REM.

ووفقًا لهذا النموذج، بلغ حجم التأثير المشترك (0.77) عند فترات ثقة 95% (0.7896، 0.8557)، وتقع هذه القيمة ضمن حجوم التأثير الكبيرة، ومن ثَمّ فإن متوسط حجم تأثير معامل ثبات ألفا بُعد نقص الإنجاز الشخصي للمقياس MBI عبر الدراسات يعتبر كبيرًا، ويقع ضمن المدى المقبول.

**نتيجة السؤال الرابع**

- ما مدى تباين متوسط حجم تأثير معامل ألفا بُعد الإرهاق العاطفي لمقياسMBI في الدراسات عينة البحث، طبقًا لعوامل (حجم العينة، المشاركون، النوع الاجتماعي، دولة التطبيق)؟

المجلة الدولية للأبحاث التربوية - جامعة الإمارات العربية المتحدة
المجلد (47) العدد (5) أكتوبر 2023

استخدم الباحث التحليل المعدل للكشف عمَّا إذا كان معامل ثبات ألفا الكلي يختلف باختلاف حجم العينة، المشاركون، النوع الاجتماعي، دولة التطبيق، الذي يتضح من خلال الجدول (7) التالي:

**جدول 7**

*نتائج الفروق في حجم تأثير معامل ثبات ألفا– بُعد الإرهاق العاطفي تبعًا للمتغيرات المُعدِّلة.*

| المتغير المعدل | K | حجم التأثير | 95%فترة الثقة | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | الحدود الدنيا | الحدود العظمى | Qb | Df | P | I2 |
| حجم العينة | 32 | 0.8256 | 0.7877 | 0.8572 | 4.3475 | 3 | 0.23 | 91% |
| -أقل من 50 | 17 | 0.8475 | 0.7969 | 0.8864 | | | | |
| أكبر من 50 وأقل من 100 | 5 | 0.7760 | 0.6760 | 0.8479 | | | | |
| أكبر من 100 وأقل من 200 | 5 | 0.7866 | 0.6868 | 0.8573 | | | | |
| أكبر من 200 | 5 | 0.8557 | 0.7876 | 0.9031 | | | | |
| المشاركون | 32 | 0.8256 | 0.7877 | 0.8572 | 99.6245*** | 4 | 0.001 | 91% |
| المرشدون | 2 | 0.8163 | 0.7337 | 0.8751 | | | | |
| مديرو المدارس | 2 | 0.8184 | 0.7570 | 0.8654 | | | | |
| أعضاء التدريس | 4 | 0.7499 | 0.7109 | 0.7842 | | | | |
| المعلمون | 23 | 0.8724 | 0.8652 | 0.8791 | | | | |
| طلبة الجامعة | 1 | 0.7100 | 0.6264 | 0.7774 | | | | |
| النوع الاجتماعي | 32 | 0.8256 | 0.7877 | 0.8572 | 0.407 | 2 | 0.8159 | %91 |
| إناث | 9 | 0.8343 | 0.7554 | 0.8894 | | | | |
| ذكور | 3 | 0.7884 | 0.6082 | 0.8913 | | | | |
| مختلط | 20 | 0.8275 | 0.7733 | 0.8697 | | | | |
| دولة التطبيق | 32 | 0.8256 | 0.7877 | 0.8572 | 0.9006 | 2 | 06374 | 91% |
| الخليج العربي | 12 | 0.8456 | 0.7870 | 0.8892 | | | | |
| الهلال الخصيب | 8 | 0.8174 | 0.7319 | 0.8766 | | | | |
| شمال وشرق أفريقيا | 12 | 0.8088 | 0.7375 | 0.8623 | | | | |

يتضح من الجدول (5)، عدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية في حجم تأثير معامل ثبات ألفا-بُعد الإرهاق العاطفي، وفقًا لحجم العينة والنوع الاجتماعي ودولة التطبيق، بينما وجدت فروق ذات دلالة إحصائية في حجم التأثير وفقاً للمشاركين لصالح المعلمين.

- ما مدى تباين متوسط حجم تأثير معامل ألفا بُعد تبدد الشخصية لمقياسMBI في الدراسات عينة البحث، طبقًا لعوامل (حجم العينة، المشاركون، النوع الاجتماعي، دولة التطبيق)؟

استخدم الباحث التحليل المعدل للكشف عمَّا إذا كان معامل ثبات ألفا – بُعد تبدد الشخصية يختلف باختلاف حجم العينة، المشاركون، النوع الاجتماعي، دولة التطبيق، الذي يتضح من خلال الجدول (8) التالي:

**جدول 8**

*نتائج الفروق في حجم تأثير معامل ثبات ألفا – بُعد تبدد الشخصية تبعًا للمتغيرات المُعدِّلة.*

| المتغير المعدل | K | حجم التأثير | فترة الثقة 95% | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | الحدود الدنيا | الحدود العظمى | Qb | Df | P | I2 |
| حجم العينة | 32 | 0.7787 | 0.7153 | 0.8293 | 5.8023 | 3 | 0.12 | 96% |
| -أقل من 50 | 17 | 0.8391 | 0.7633 | 0.8922 | | | | |
| أكبر من 50 وأقل من 100 | 5 | 0.7713 | 0.6079 | 0.8720 | | | | |
| أكبر من 100 وأقل من 200 | 5 | 0.7139 | 0.5049 | 0.8432 | | | | |
| أكبر من 200 | 6 | 0.6495 | 0.4141 | 0.8034 | | | | |
| المشاركون | 32 | 0.7787 | 0.7153 | 0.8293 | 3.5574 | 4 | 0.47 | 96% |
| المرشدون | 2 | 0.8263 | 0.5143 | 0.9452 | | | | |
| مديرو المدارس | 2 | 0.9146 | 0.7473 | 0.9729 | | | | |
| أعضاء التدريس | 4 | 0.7486 | 0.5020 | 0.8826 | | | | |
| المعلمون | 23 | 0.7648 | 0.6814 | 0.8286 | | | | |
| طلبة الجامعة | 1 | 0.7000 | 0.0724 | 0.9305 | | | | |
| النوع الاجتماعي | 32 | 0.7787 | 0.7153 | 0.8293 | 5.5428 | 2 | 0.06 | %96 |
| إناث | 9 | 0.7370 | 0.6338 | 0.8145 | | | | |
| ذكور | 3 | 0.6276 | 0.3903 | 0.7868 | | | | |
| مختلط | 20 | 0.8083 | 0.7547 | 0.8513 | | | | |
| دولة التطبيق | 32 | 0.7787 | 0.7153 | 0.8293 | 2.1582 | 2 | 0.34 | 96% |
| الخليج العربي | 12 | 0.7283 | 0.6356 | 0.8003 | | | | |
| الهلال الخصيب | 8 | 0.7931 | 0.6999 | 0.8598 | | | | |
| شمال وشرق أفريقيا | 12 | 0.7994 | 0.7264 | 0.8545 | | | | |

يتضح من الجدول (8)، عدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية في حجم تأثير معامل ثبات ألفا-بُعد تبدد الشخصية وفقًا لحجم العينة والمشاركين والنوع الاجتماعي ودولة التطبيق.

- ما مدى تباين متوسط حجم تأثير معامل ألفا بُعد نقص الإنجاز الشخصي لمقياسMBI في الدراسات عينة البحث، طبقًا لعوامل (حجم العينة، المشاركون، النوع الاجتماعي، دولة التطبيق)؟

استخدم الباحث التحليل المعدل للكشف عمَّا إذا كان معامل ثبات ألفا الكلي يختلف باختلاف حجم العينة، المشاركون، النوع الاجتماعي، دولة التطبيق، الذي يتضح من خلال الجدول (9) التالي:

**جدول 9**

*نتائج الفروق في حجم تأثير معامل ثبات ألفا – بُعد نقص الإنجاز الشخصي تبعًا للمتغيرات المُعدِّلة.*

| المتغير المعدل | K | حجم التأثير | فترة الثقة 95% | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | الحدود الدنيا | الحدود العظمى | Qb | Df | P | I2 |
| حجم العينة | 32 | 0.7705 | 0.7111 | 0.8258 | 1.4825 | 3 | 0.70 | 96% |
| أقل من 50 | 17 | 0.7898 | 0.7421 | 0.8888 | | | | |
| أكبر من 50 وأقل من 100 | 5 | 0.7632 | 0.7211 | 0.8986 | | | | |
| أكبر من 100 وأقل من 200 | 5 | 0.7987 | 0.7021 | 0.8765 | | | | |

| المتغير المعدل | K | حجم التأثير | فترة الثقة 95% | | Qb | Df | P | I2 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | الحدود الدنيا | الحدود العظمى | | | | |
| أكبر من 200 | 6 | 0.7524 | 0.6986 | 0.8354 | | | | |
| المشاركون | 32 | 0.7705 | 0.7264 | 0.8083 | 5.3289 | 4 | 0.20 | 96% |
| المرشدون | 2 | 0.7429 | 0.7036 | 0.8989 | | | | |
| مديرو المدارس | 2 | 0.7693 | 0.7366 | 0.9026 | | | | |
| أعضاء التدريس | 4 | 0.7236 | 0.6390 | 0.8796 | | | | |
| المعلمون | 23 | 0.7896 | 0.7459 | 0.8366 | | | | |
| طلبة الجامعة | 1 | 06000 | 0.3564 | 0.9037 | | | | |
| النوع الاجتماعي | 32 | 0.7705 | 0.7264 | 0.8083 | 2.3179 | 2 | 0.31 | %90 |
| إناث | 9 | 0.7458 | 0.6428 | 0.8224 | | | | |
| ذكور | 3 | 0.6831 | 0.4637 | 0.8236 | | | | |
| مختلط | 20 | 0.7953 | 0.7372 | 0.8417 | | | | |
| دولة التطبيق | 32 | 0.7705 | 0.7264 | 0.8083 | 0.427 | 2 | 0.81 | 90% |
| الخليج العربي | 12 | 0.7752 | 0.6956 | 0.8359 | | | | |
| الهلال الخصيب | 8 | 0.7890 | 0.6943 | 0.8569 | | | | |
| شمال وشرق أفريقيا | 12 | 0.7528 | 0.6661 | 0.8195 | | | | |

يتضح من الجدول (9)، عدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية في حجم تأثير معامل ثبات ألفا- بُعد نقص الإنجاز الشخصي وفقًا لحجم العينة والمشاركين والنوع الاجتماعي ودولة التطبيق.

## مناقشة النتائج وتفسيرها

أشارت نتائج الدراسة في تساؤلها الأول والثالث، إلى أن متوسط معامل ألفا عبر الدراسات (ن=32) للثبات الكلي، والأبعاد؛ الإرهاق العاطفي، وتبدد الشخصية، ونقص الإنجاز الشخصي كانت على الترتيب 0.83، 0.83، 0.78، 0.77.

وتتفق هذه النتائج مع نتائج دراسات ( Wheeler et al.,2011; Aguayo, et al.,2011)، حيث أشارت نتائج دراسة (Wheeler et al. 2011) إلى أن تقديرات ألفا المتوسطة (ن=82) للأبعاد الفرعية الثلاثة؛ الإرهاق العاطفي، وتبدد الشخصية، ونقص الإنجاز الشخصي، وقعت في نطاق 0.70إلى 0.80، بينما أشارت دراسة (Aguayo et al. 2011) إلى أن النتائج أظهرت متوسط ثبات الأبعاد الثلاثة وقع في النطاق 0.71- 0.88.

كما أن متوسط قيم الثبات التي تم الحصول عليها لبُعد الإرهاق العاطفي، كانت أقل من تلك التي أشار إليها Maslach and Jackson (1981) والتي بلغت 0.89، في حين كان متوسط قيم بُعدي تبدد الشخصية ونقص الإنجاز الشخصي، أعلى من المشار إليه، التي بلغت0.77، 0.74.

ويلاحظ أن متوسط ثبات بُعدي تبدد الشخصية ونقص الإنجاز الشخصي، أقل من متوسط الثبات الكلي وثبات بُعد الإرهاق العاطفي، وهذا يتفق مع نتائج دراسة ( Wheeler et al. 2011) ، دراسة (Aguayo et al. 2011)

وأظهرت تقديرات الثبات مستوى عاليًا من عدم التجانس في الثبات الكلي والأبعاد الثلاثة، حيث بلغ معامل $I^2$ 91.5%، 91.1%، 95.8%، 90.5% على الترتيب، وبالتالي لا يمكن تعميم ثبات الدرجات في كل من أبعاد MBI على العينات والسياقات المختلفة الممثلة في التحليل البعدي.

ويعزو الباحث هذا الاختلاف الطفيف في متوسط معاملات ألفا للدراسة الحالية إلى الفروق المنهجية بينها وبين الدراسات السابقة، المتمثلة في عدد الدراسات المفحوصة، ونوعية المشاركين، وينسجم هذا مع ما أشار إليه Vanheule, Rosseel, and Vlerick (2007) من وجود نقص في الأدلة التجريبية التي تدعم ثبات أبعاد مقياس MBIعبر عينتين من الممرضات، الذي فسره الباحثون بأن قيم معاملات ثبات الإرهاق العاطفي وتبدد الشخصية وتقليل الإنجاز الشخصي، هي قيم نوعية محددة بنوعية عينة الدراسة. ويتوافق ذلك أيضًا مع حقيقة أن معاملات الثبات هي صفة مميزة للنتائج التي تم الحصول عليها عند تطبيق أداة قياس في عينة محددة، وليست سمة حقيقية لها.(Crocker & Algina, 1986; Thompson & Vacha-Haase, 2000)

أشارت نتائج الدراسة في تساؤلها الثاني إلى أن متوسط معامل ثبات ألفا الكلي لمقياس MBIتباين تباينًا دالًّا، وفقًا للمشاركين لصالح مديري المدارس، ووفقًا للنوع الاجتماعي لصالح المختلط (ذكور/إناث)، ووفقًا لدولة التطبيق للدراسات التي أجريت في دول شمال أفريقيا وشرقها.

يمكن عزو وجود فروق في النوع الاجتماعي لصالح المختلط الذي يمثل الذكور والإناث معًا، إلى عامل منهجي متمثل في أن حوالي 62.5% من الدراسات (ن=32) كانت عيناتها خليط من الذكور والإناث.

ويمكن تفسير وجود فروق دالة بين المشاركين من عينات الدراسات لصالح مديري المدارس، في ضوء أنه أكثر الفئات عرضة للاحتراق النفسي بسبب عوامل المسؤولية الكبيرة الملقاة على عاتقه، التي بمقتضاها يتوجب عليه التعامل مع المعلمين والطلاب وأولياء الأمور والمشرفين التربويين ومديري المناطق والإدارات التعليمية.

بينما يمكن عزو وجود فروق دالة في دول التطبيق لصالح دول شمال أفريقيا وشرقها، إلى احتمالية أن سكان هذه الدول من العاملين في المؤسسات التعليمية، أكثر عرضة للاحتراق النفسي من غيرها من الدول في إقليم الهلال الخصيب ودول الخليج؛ نظرًا لصعوبة الأحوال المعيشية الاقتصادية، وارتفاع كثافات المتعلمين داخل هذه المؤسسات.

المجلة الدولية للأبحاث التربوية - جامعة الإمارات العربية المتحدة
المجلد (47) العدد (5) أكتوبر 2023

وأشارت نتائج الدراسة في تساؤلها الرابع، إلى تباين متوسط معامل ألفا لبُعد الإرهاق العاطفي، وفقًا للمشاركين لصالح المعلمين، الذي يمكن عزوه إلى أحد العوامل المنهجية، المتمثلة في أن المعلمين مثلوا ما نسبته 72% من المشاركين في الدراسات مقارنة بباقي المشاركين.

بينما أشارت نتائج الدراسة في تساؤلها الرابع إلى عدم وجود فروق في متوسط ثبات معامل ألفا لبُعد الإرهاق العاطفي، وفقاً لعوامل حجم العينة والنوع ودولة التطبيق، كما أشارت إلى عدم وجود فروق في متوسط ثبات معامل ألفا لبُعدي تبدد الشخصية ونقص الإنجاز الشخصي، وفقًا لعوامل حجم العينة والمشاركين والنوع الاجتماعي ودولة التطبيق. وهذا يعزى إلى أنه في الدراسة الحالية، كان هناك تقارب في الفرق بين متوسط معاملات ألفا، التي تناولت الدراسات وفق متغيرات حجم العينة والنوع الاجتماعي والمشاركين ودول التطبيق، مما أدى إلى أن الفرق في حجوم التأثير بينهما غير دال.

وبالنظر إلى تضمينات نتائج البحث الحالي، ربما تكون دراسات ( Nunnally, 1978؛ Nunnally & Bernstein, 1994) أكثر الدراسات السيكومترية التي يتم الاستشهاد بها، فيما يتعلق بالمعايير المقبولة بالحد الأدنى لتقديرات الثبات، حيث يُوصى بمعاملات ثبات، لا تقل عن 0.70 للمراحل المبكرة من تطبيق الأداة، و 0.80 في بيئة مطبقة عند استخدام درجات القطع، و 0.90 في البيئات التي يتم فيها اتخاذ قرارات مهمة بناء على الدرجة. كما أشار Vassar, Wheeler, and Worley (2009) إلى أنه يجب النظر إلى0.80 كمعيار مقبول إلى أدنى حد لثبات الدرجة.

وبناء على ذلك وفي ضوء نتائج البحث الحالي، يتمثل التضمين الرئيسي للممارسين والباحثين في فهم أنه على الرغم من أن المقاييس الفرعية MBI توفر اتساقًا داخليًا مناسبًا لأغراض البحث، إلا أن أيًّا من المقاييس الفرعية لا يفي بالمعيار الصارم للاستخدام التشخيصي، الذي بموجبه يتم اتخاذ قرارات مهمة تتعلق بوصم شخص بأنه يعاني من متلازمة الاحتراق النفسي من عدمه.

**التوصيات الإجرائية للبحث**

1. في ضوء نتائج الدراسة يوصى الباحث بالاعتماد على مقياس ماسلاش كأداة ذات معاملات ثبات مرتفعة لقياس ظاهرة الاحتراق النفسي لدى العاملين في الميدان التعليمي خاصة مديري المدارس.
2. يجب توجيه البحوث والدراسات المستقبلية المهتمة بدراسة الاحتراق النفسي أو الوظيفي أو المهني بالتركيز على بعدي تبدد الشخصية ونقص الإنجاز الشخصي حتى يتسنى التوصل إلى أسباب منطقية تفسر نقص معاملات الثبات لهذين البعدين عبر إجراء دراسات تحليل بعدي لها.

## المراجع


أبو هلال، ماهر والرحبة، منى ناصر وكاظم، مهدي (2018). البنية العاملية لمقياس ماسلاش للاحتراق النفسي لدى المعلمين بسلطنة عمان. *رسالة ماجستير غير منشورة، جامعة السلطان قابوس، سلطنة عمان.*

أحمد، حسن محارب (2015). الاحتراق النفسي لدى أعضاء هيئة التدريس في جامعة الأمير سطام بن عبد العزيز في ضوء بعض المتغيرات. *مجلة كلية التربية بالمنصورة، 93*(1)، 265-293.

بوقرة، محمد علي وموسى، أحمد واسط (2017). دلالات صدق وثبات الصورة العربية لمقياس الاحتراق النفسي لدى المدرسين في البيئة الجزائرية. *مجلة العلوم النفسية والتربوية، 5*(1)، 205-217.

بوقرة، مختار ومنصوري، مصطفى (2018). علاقة الاحتراق النفسي بالرضا الوظيفي لدى أساتذة التعليم الثانوي. *مجلة الباحث في العلوم الإنسانية والاجتماعية*، جامعة وهران، *1*(17)، 81-92.

جرار، سنابل امين صالح (2011). الجدية في العمل وعلاقتها بالاحتراق النفسي لدى مديري المدارس الحكومية الثانوية في محافظات شمال الضفة الغربية. *رسالة ماجستير غير منشورة، جامعة النجاح الوطنية، فلسطين.*

الحضرمي، نوف خالد محمد (2019). ظاهرة الاحتراق الوظيفي لدي مديري ومديرات المدارس الثانوية الحكومية في الإدارة العامة للتعليم بمنطقة مكة المكرمة: دراسة ميدانية. *مجلة العلوم التربوية، 20*، 305-400.

حمزة، بوخالفه ويوسف، الشيخ (2018). تقنين مقياس ماسلاش للاحتراق النفسي على أساتذة التربية البدنية والرياضية. *مجلة الباحث في العلوم الإنسانية والاجتماعية، 1*(12)، 239-252.

حمى، سليم وصليحه، سيلين (2019). الاحتراق المهني وعلاقته بالأداء الوظيفي لدى أساتذة التعليم الابتدائي: دراسة ميدانية ببعض ابتدائيات مدينة الوادي. *مجلة دراسات في علم نفس الصحة، 10*، 89-109.

خطارة، عبد الرحمن (2018). مستوى الاحتراق النفسي لدى المعلمين العاملين في مراكز ذوي الاحتياجات الخاصة - دراسة مقارنة. *مجلة السراج في التربية وقضايا المجتمع، 2*(3)، 41-65.

الخطاطبة، محمد عبد القادر أحمد (2020). مستوى الاحتراق النفسي لدى معلمي التلاميذ ذوي اضطراب طيف التوحد في مدينة الدمام وعلاقته بالذكاء العاطفي لديهم. *المجلة الدولية للدراسات التربوية والنفسية، 9*(3)،710-730.

الخمايسة، عمر (2018). الاحتراق النفسي وعلاقته ببعض المتغيرات لدى المرشدين التربويين في محافظة العاصمة عمان. *مجلة جامعة فلسطين للأبحاث والدراسات، 8*(1)، 28-57.

الرحبة، منى منصور وأبو هلال، ماهر (2012). البنية العاملية لمقياس ماسلاش للاحتراق النفسي لدى المعلمين بسلطنة عمان. *رسالة ماجستير غير منشورة، جامعة السلطان قابوس*، سلطنة عمان.

الرقاد، مي محمد خلف (2018). مستوى الاحتراق النفسي لدى معلمي ومعلمات التربية الخاصة العاملين في المراكز الخاصة في العاصمة الأردنية – عمان. *مجلة كلية التربية* –جامعة الأزهر، *37*(179)،711-736.

السكران، ياس فخري مصطفى (2014). مستوى الإحتراق النفسي وعلاقته ببعض المتغيرات الديموغرافية لدى اعضاء الهيئة التدريسية في كلية إربد الجامعية. *دراسات في التعليم العالي، 6*، 85-113.

السلخي، محمود جميل (2013). مستويات الاحتراق النفسي لدى معلمي التربية الإسلامية العاملين في المدارس الخاصة في مدينة عمان في ضوء بعض المتغيرات. *مجلة العلوم التربوية، 40*، 1207-1229.

الشاعر، علي محمد (2017). الإحتراق النفسي لدى معلمات مرحلة التعليم الأساسي بمدينة سبها. *مجلة الجامعي*، 26، 79-109.

الشمري، مبارك عباس (2018). الإحتراق النفسي لدى معلمي ومعلمات صعوبات التعلم في دولة الكويت. *مجلة الطفولة والتربية* – جامعة الإسكندرية، *33*(1)، 15-50.

الشوربجي، أبو المجد إبراهيم، وحسن، عزت عبد الحميد. (2012). *القياس والإحصاء التربوي والنفسي*. مكتبة الرشد.

الطريري، عبد الرحمن بن سليمان. (2014). *القياس النفسي والتربوي: نظريته وأسسه وتطبيقاته*. مكتبة الرشد.

طوالو، نادين (2017). الاحتراق النفسي لدى المعلمين وعلاقته ببعض المتغيرات في محافظة اللاذقي. *مجلة العلوم والإنسانية والآداب* – جامعة تشرين، *38*(3)، 461-481.

الظفري، سعيد والقريوتي، إبراهيم (2010). مستويات الاحتراق النفسي لدى معلمات التلاميذ ذوي صعوبات التعلم في سلطنة عمان. *المجلة الأردنية في العلوم التربوية، 6*(3)، 175-190.

الظفري، سعيد، والقريوتي، ابراهيم (2010). الاحتراق النفسي لدى معلمات التلاميذ ذوي صعوبات التعلم في سلطنة عمان. *المجلة الاردنية في العلوم التربوية*. *6*(3)، 175- 190

عبد الباقي، تيسير خالد (2014). الاحتراق النفسي وعلاقته ببعض المتغيرات الديمغرافية لدى معلمات رياض الأطفال بمحلية أم درمان وسط. رسالة ماجستير غير منشورة، جامعة السودان للعلوم والتكنولوجيا، كلية التربية، السودان.

عبد الباقي، تيسير خالد. (2014). الاحتراق النفسي وعلاقته ببعض المتغيرات الديمغرافية لدى معلمات رياض الأطفال بمحلية أم درمان وسط. *رسالة ماجستير غير منشورة، جامعة العلوم والتكنولوجيا، السودان*.

عبد الفتاح، ولاء أحمد (2019). الاحتراق النفسي لدى أعضاء الهيئة التدريسية بكليات محافظة وادي الدواسر وعلاقته بمستوى التمكين النفسي وعدد من المتغيرات الديموغرافية. *مجلة الطريق للعلوم التربوية والاجتماعية، 2* (39)، 304-332.

عبد العليم، أحمد مجاور عبدالفهيم. (2015). دراسة تحليلية للحاجات الإرشادية لدى طلاب وطالبات الجامعات السعودية باستخدام الأسلوب الإحصائي (التحليل البعدي). المؤتمر الدولي الأول لكلية التربية بجامعة الباحة "التربية آفاق مستقبلية" في الفترة من *2015*/4/15-12،481-500.

علام، صلاح الدين محمود. (2006). *القياس والتقويم التربوي والنفسي: اساسياته وتطبيقاته وتوجهاته المعاصرة*. دار الفكر العربي.

القحطاني، خلود خالد (2020). المعتقدات ما وراء المعرفية وعلاقتها بالاحتراق النفسي لدى طالبات الدراسات العليا المتزوجات بجامعة الملك خالد. *المجلة العربية للآداب والدراسات الإنسانية، 4*(15)، 199-226.

محمد، نوال حامد (2020). مستويات الأحتراق النفسي وعلاقتها بمستويات حجم الإرشاد الأكاديمي لدى عضوات هيئة التدريس. *المجلة الدولية للدراسات النفسية والتربوية، 8*(1)، 27-40.

المشاقبة، محمد خدام (2016). الإحتراق النفسي لدى المرشد الطلابي في منطقة الحدود الشمالية وعلاقته ببعض المتغيرات. *مجلة العلوم التربوية والنفسية* – جامعة البحرين، *17*(1)، 543- 564.

معروف، خديجة (2017). الاحتراق النفسي لدى العاملين بمدنتي ورقلة وتقرت. *رسالة ماجستير غير منشورة، جامعة قصدي مرباح ورقلة، الجزائر.*

مؤنس، خالد عبد الله (2018). الانغماس الوظيفي وعلاقته بالاحتراق النفسي لدى معلمي المرحلة الأساسية الأولي في محافظة الوسطي- غزة. *مجلة جامعة القدس المفتوحة للأبحاث والدراسات التربوية والنفسية، 9* (25)، 179- 280.

نصراوي، صباح وزروال، فتيحة (2017). تكييف مقياس (ماسلاش) للاحتراق النفسي (MBI-HSS) على الأستاذ الجامعي الجزائري. *مجلة العلوم النفسية والتربوية، 5* (1)، 240-256.

نصير، تماره محمود (2019). الاحتراق النفسي لدى المعلمين الذين يدرسون الطلبة السوريين في المدارس الأردنية في محافظة إربد من وجهة نظر المعلمين أنفسهم. *دراسات عربية في التربية وعلم النفس، 113*(113)، 43-62.

هلايلي، ياسمينه (2016). الإحتراق النفسي وعلاقته ببعض سمات الشخصية لدى معلمي المرحلة الابتدائية . *المجلة العربية للعلوم الاجتماعية، 4*(9)، 51-77.

وريوش، سعدية مريوهي (2021). الثقة التنظيمية وعلاقتها بالاحتراق النفسي لدى معلمات رياض الأطفال. *مجلة الدراسات المستديمة، 3*، 723-765.

Abdel Alim, A. M. A., (2015). An analytical study of the counseling needs of male and female students of Saudi universities using the statistical method (post-analysis), (in Arabic). *The First International Conference of the College of Education at Al-Baha University* "Education: Future Prospects"in the period from 4/15/2015-12,481-500.

Abdel Baqi, T. K., (2014). *Psychological burnout and its relationship to some demographic variables among kindergarten teachers in Omdurman Wasat locality.* (in Arabic). *Unpublished Master's Thesis, Sudan University of Science and Technology, College of Education, Sudan.*

Abdel Fattah, W. A., (2019). Psychological burnout among faculty members in the colleges of Wadi Al-Dawasir Governorate and its relationship to the level of psychological empowerment and a number of demographic variables. (in Arabic). *Al-Tariq Journal of Educational and Social Sciences*, *2* (39), 304-332.

Abdul Baqi, T. K., (2014). *Psychological burnout and its relationship to some demographic variables among kindergarten teachers in Omdurman Central locality*. (in Arabic). Unpublished master's thesis, Sudan University of Science and Technology, College of Education, Sudan.

Abu Hilal, M., Al-Rahba, M., N., & Kazem, M., (2018). *The factorial structure of the Maslach Burnout Scale among teachers in the Sultanate of Oman*. (in Arabic). Unpublished master's thesis, Sultan Qaboos University, Sultanate of Oman.

Aguayo, R., Vargas, C., De la Fuente, E., & Lozano, L. M. (2011). A meta-analytic reliability generalization study of the Maslach Burnout Inventory. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, *11*, 343-361.

Ahmed, H., M., (2015). Psychological burnout among faculty members at Prince Sattam bin Abdulaziz University in light of some variables. (in Arabic). *Mansoura College of Education Journal, 93*(1), 265-293.

Al-Hadrami, N., K,. M., (2019). The phenomenon of job burnout among male and female principals of public secondary schools in the General Administration of Education in the Makkah Al-Mukarramah region: a field study. (in Arabic). *Journal of Educational Sciences, 20*, 305-400.

Al-Khamaysa, O., (2018). Psychological burnout and its relationship to some variables among educational counselors in the Amman Governorate. (in Arabic). *Palestine University Journal for Research and Studies, 8*(1), 28-57.

Al-Khatatba, M., A., A., (2020). The level of psychological burnout among teachers of students with autism spectrum disorder in the city of Dammam and its relationship to their emotional intelligence. (in Arabic). *International Journal of Educational and Psychological Studies, 9*(3), 710-730.

Allam, S. M., (2006). *Educational and psychological measurement and evaluation: its basics, applications and contemporary trends*. (in Arabic). Arab Thought House.

Al-Mashaqba, M., K., (2016). Psychological burnout among the student counselor in the northern border region and its relationship to some variables. (in Arabic). *Journal of Educational and Psychological Sciences - University of Bahrain, 17*(1), 543-564.

Al-Qahtani, K., K., (2020). Metacognitive beliefs and their relationship to psychological burnout among married female graduate students at King Khalid University. (in Arabic). *Arab Journal of Arts and Human Studies, 4*(15), 199-226.

Al-Rahba, M., M., & Abu Hilal, M., (2012). *The factorial structure of the Maslach Burnout Scale among teachers in the Sultanate of Oman*. (in Arabic). Unpublished master's thesis, Sultan Qaboos University, Sultanate of Oman.

Al-Raqqad, M., M., K., (2018). The level of psychological burnout among special education teachers working in private centers in the Jordanian capital -

Amlaan. (in Arabic). *Journal of the Faculty of Education - Al-Azhar University, 37*(179), 711-736.

Al-Sakran, Y., F., M., (2014). The level of psychological burnout and its relationship to some demographic variables among faculty members at Irbid University College. (in Arabic). *Studies in Higher Education, 6*, 85-113.

Al-Salkhi, M., J., (2013). Levels of psychological burnout among Islamic education teachers working in private schools in the city of Amman in light of some variables. (in Arabic). *Journal of Educational Sciences, 40*, 1207-1229.

Al-Shaer, A., M., (2017). Psychological burnout among basic education teachers in the city of Sabha. *(in Arabic). University Journal, 26*, 79-109.

Al-Shamari, M., A., (2018). Psychological burnout among male and female teachers with learning difficulties in the State of Kuwait. (in Arabic). *Journal of Childhood and Education - Alexandria University, 33*(1), 15-50.

Al-Shorbaji, A. I., and Hassan, E. A., (2012). *Educational and psychological measurement and statistics.* (in Arabic). Al Rushd Library.

Al-Tariri, A. S., (2014). *Psychological and educational measurement: its theory, foundations and applications*. (in Arabic). Al Rushd Library.

Al-zafri, S., & Al-Qaryouti, I., (2010). Levels of psychological burnout among teachers of students with learning difficulties in the Sultanate of Oman. (in Arabic). *The Secondary Journal of Educational Sciences, 6*(3), 175-190.

Al-zafri, S., & Al-Qaryouti, I., (2010). Psychological burnout among teachers of students with learning difficulties in the Sultanate of Oman. (in Arabic). *The Jordanian Journal of Educational Sciences. 6*(3), 175-190.

Benevides-Pereira, A. M. T., & Das Neves Alves, R. (2007). A study on burnout syndrome in healthcare providers to people living with HIV. *AIDS Care, 19*, 565-571.

Beretvas, S. N., & Pastor, D. A. (2003). Using mixed-effects models in reliability generalization studies. *Educational and Psychological Measurement*, *63*, 75-95.

Beretvas, S. N., Meyers, J. L., & Leite, W. L. (2002). A reliability generalization study of the Marlowe-Crowne Social Desirability Scale. *Educational and Psychological Measurement*, *62*, 570-589. CA: Consulting Psychologist's Press.

Bouqera, M., & Mansouri, M., (2018). The relationship of psychological burnout to job satisfaction among secondary education teachers. (in Arabic). *Journal*

*of the Researcher in Humanities and Social Sciences, University of Oran, 1*(17), 81-92.

Bouqera, M., A., & Musa, Ahmed W., (2017). Implications of the validity and reliability of the Arabic version of the psychological burnout scale among teachers in the Algerian environment. (in Arabic) *Journal of Psychological and Educational Sciences, 5*(1), 205-217.

Caruso, J. C. (2000). Reliability generalization of the NEO Personality Scales. *Educational and Psychological Measurement*, *60*, 236-254

Cochran, W. G. (1954). The combination of estimates from different experiments. *Biometrics, 10,* 101–129.

Crocker, L. & Algina, J. (1986). *Introduction to classical and modern test theory*. Fort Worth, TX: Holt, Rinehart, and Winston.

Daig, I., Burkert, S., Fischer, H. F., Kienast, T., Klapp, B. F., & Fliege, H. (2010). Development and factorial validation of a short version of the Narcissism Inventory (NI-20). *Psychopathology, 43*(3), 150-158.

Deditius-Island, H. K., & Caruso, J. C. (2002). An examination of the reliability of scores from Zuckerman's Sensation Seeking Scales, Form V. *Educational and Psychological Measurement*, *62*, 728-734.

Gil-Monte, P., Carretero, N., Roldán, M, & Núñez-Román, E. (2005). Prevalencia del síndrome de quemarse por el trabajo (burnout) en monitores de taller para personas con discapacidad. *Revista de Psicología del Trabajo y de las Organizaciones, 21*(2), 107-123.

Halbesleben, J. R. B., & Buckley, M. R. (2004). Burnout in organizational life. *Journal of Management*, *30*, 859-879

Halbesleben, J. R. B., & Demerouti, E. (2005). The construct validity of an alternative measure of burnout: Investigating the English translation of the Oldenburg Burnout Inventory. *Work and Stress, 19*, 208-220.

Hamza, Boukhalfa & Youssef, Al-Sheikh (2018). Standardization of the Maslach Burnout Scale for teachers of physical education and sports. *(in Arabic). Journal of the Researcher in the Humanities and Social Sciences, 1*(12), 239-252.

Helaili, Yasmina. (2016). Psychological burnout and its relationship to some personality traits among primary school teachers. (in Arabic). *Arab Journal of Social Sciences, 4*(9), 51-77.

Higgins, J.P.T. & Thompson, S.G. (2002). Quantifying heterogeneity in a meta-analysis. *Statistics in Medicine, 21*, 1539-1558.

Hima, S., & Saliha, C., (2019). Professional burnout and its relationship to job performance among primary education teachers: a field study in some elementary schools in the city of Al-Wadi. (in Arabic). *Journal of Studies in Health Psychology, 10*, 89-109.

Huedo-Medina, T.B., Sánchez-Meca, J., Marín-Martínez, F., and Botella, J. (2006). Assessing heterogeneity in meta-analysis: Q statistic or I2 index? *Psychological Methods*, *11*, 193-206.

Jarrar, S., A., S., (2011). *Seriousness at work and its relationship to psychological burnout among public secondary school principals in the northern governorates of the West Bank*. (in Arabic). Unpublished master's thesis, An-Najah National University, Palestine.

Khatara, A., (2018). The level of psychological burnout among teachers working in centers for people with special needs - a comparative study. (in Arabic). *Al-Sarraj Journal of Education and Community Issues, 2*(3), 41-65.

Marouf, K., (2017). *Psychological burnout among workers in the cities of Ouargla and Touggourt*. (in Arabic). Unpublished master's thesis, Kasdi Merbah University, Ouargla, Algeria.

Maslach, C. (1982). *Burnout: The cost of caring*. New York, NY: Prentice Hall.

Maslach, C., & Jackson, S. E. (1981). The measurement of experienced burnout. *Journal of Organizational Behavior, 2*(2), 99 - 113. https://doi.org/10.1002/job.4030020205

Maslach, C., Jackson, S. E., & Leiter, M. (1996). *Maslach Burnout Inventory manual (3rd ed.).* Palo Alto: Consulting Psychologists Press.

Maslach, C., Schaufeli, W. B., & Leiter, M. P. (2001). Job burnout. *Annual Review of Psychology*, *52*, 397-422.

Moanis, K., A., (2018). Job immersion and its relationship to psychological burnout among teachers of the first basic stage in the Central Governorate - Gaza. (in Arabic). *Al-Quds Open University Journal for Educational and Psychological Research and Studies, 9* (25), 179- 280.

Mohamed, N., H., (2020). Levels of psychological burnout and their relationship to levels of academic counseling among female faculty members. (in Arabic). *International Journal of Psychological and Educational Studies, 8*(1), 27-40.

Naseer, T., M.,. (2019). Psychological burnout among teachers who teach Syrian students in Jordanian schools in Irbid Governorate from the point of view of the teachers themselves. (in Arabic). *Arab Studies in Education and Psychology, 113*(113), 43-62.

Nasraoui, S., & Zeroual, F., (2017). Adapting the Maslach Burnout Scale (MBI-HSS) to an Algerian university professor. (in Arabic). *Journal of Psychological and Educational Sciences, 5*(1), 240-256.

Nunnally, J. C. (1978). *Psychometric theory (2nd ed.*). New York, NY: McGraw-Hill.

Nunnally, J. C., & Bernstein, I. (1994). Psychometric theory (3rd. ed.). New York, NY: McGraw-Hill. *Occupational Behaviour*, *2*, 99-113.

Onwuegbuzie, A. J., & Daniel, L. G. (2000). Reliability Generalization: The Importance of Considering Sample Specificity, Confident Intervals, and Subgroup Differences. *Paper presented at the Annual meeting of the Mid-South Educational Research Association*. Bowling Green, KY.

Peterson, R. A. (1994). A meta-analysis of Cronbach's coefficient alpha. *Journal of Consumer Research*, *21*, 381-391.

Sánchez-Meca, J., López-López, J.A., & López-Pina, J.A. (2013). Some recommended statistical analytic practices when reliability generalization studies are conducted. *The British Journal of Mathematical and Statistical Psychology, 66*(3), 402-425. https://doi.org/10.1111/j.2044-8317.2012.02057.x

Sawilowsky, s .s. (2009). New effect size rules thumb. *Journal of Modern Applied Statistical Methods, 8*(2), 597- 599.

Shields, A. L., & Caruso, J. C. (2004). A reliability induction and reliability generalization study of the Cage Questionnaire. *Educational and Psychological Measurement*, *64*, 254-270.

Tawalo, N., (2017). Psychological burnout among teachers and its relationship to some variables in Latakia Governorate. (in Arabic). *Journal of Sciences, Humanities and Arts - Tishreen University, 38*(3), 461-481.

Taylor, R. T. (2012). *Review of the Motivated Strategies for Learning Questionnaire (MSLQ) using reliability generalization techniques to assess scale reliability* [Unpublished doctoral dissertation]. Auburn University

Thompson, B., & Vacha-Haase, T. (2000). Psychometrics is datametrics: The test is not reliable. *Educational and Psychological Measurement, 60* (2), 174-195. https://doi.org/10.1177%2F0013164400602002

Vacha-Haase, T. (1998). Reliability generalization: Exploring variance in measurement error affecting score reliability across studies. *Educational and Psychological Measurement*, *58*, 6-20.

Vanheule, S., Rosseel, Y., & Vlerick, P. (2007). The factorial validity and measurement invariance of the Maslach Burnout Inventory for human services. *Stress & Health*, *23*, 87-9

Vassar, M., Wheeler, D. L., & Worley, J. A. (2009). *Score reliability in personality research*. In L. B. Palcroft & M. V. Lopez (Eds.) , Personality assessment: New research. (pp. 205-222). Hauppauge, NY: Nova Science.

Viswesvaran, C.,& Ones, D. S. (2000). Measurement error in ‘‘big five factors’’ personality assessment: Reliability generalization across studies and measures. *Educational and Psychological Measurement*, 60, 224-235

Wallace, K. A.,& Wheeler, A. J. (2002). Reliability generalization of the life satisfaction index. *Educational and Psychological Measurement,* 62, 674-684.

Weber, A.,& Jaekel-Reinhard, A. (2000). Burnout syndrome: A disease of modern societies? *Occupational Medicine*, 50, 512-517.

Wheeler, D. L., Vassar, M., Worley, J. A., & Barnes, L. L. B. (2011). A reliability generalization meta-analysis of coefficient alpha for the Maslach Burnout Inventory. *Educational and Psychological Measurement*, 71, 231-244.

Williams, A. M.& Young, J. (2021). Reliability generalization meta-analyses in mathematics education research: A research synthesis. I*nternational Journal of Education in Mathematics, Science, and Technology (IJEMST), 9* (4), 741-759 https://doi.org/10.46328/ ijemst.1434

Woriosh, S., M., (2021). Organizational confidence and its relationship to psychological burnout among kindergarten teachers. (in Arabic). *Journal of Permanent Studies, 3*, 723-765.

Yin, P.,& Fan, X. (2000). Assessing the reliability of Beck Depression Inventory scores: Reliability generalization across studies. *Educational and Psychological Measurement, 60*, 201-223.