

تقدير الثبات باعتماد معادلتى الثبات المركب وأوميغا الموزونة على مقياس الاهتمامات المهنية نموذجا

سارة بلعيد

belaid.sara91@gmail.com

قسم علم النفس، كلية العلوم الاجتماعية، جامعة عبد الحميد ابن باديس مستغانم، الجزائر

ملخص

هدفت الدراسة إلى تقدير الثبات بمعادلتى الثبات المركب وأوميغا الموزونة لمقياس الاهتمامات المهنية وتحديد أي المعادلتين أدق في تقدير مقدار التباين الذي يفسره كل عامل (نسبة التباين في كل مؤشر ومقدار مساهمته في تفسير عامله)، أجريت الدراسة على عينة مكونة من 204 تلميذ من السنة أولى ثانوي جذع مشترك آداب ولغات أجنبية وجذع مشترك علوم وتكنولوجيا تم اختيارهم عشوائيا في كل من ولاية تلمسان وسيدي بلعباس. ولناقشة وتحليل نتائج الدراسة تم الاعتماد على المنهج الوصفي بأسلوبيه الارتباطي والتحليلي وبرنامج AMOS لتقدير تشبّعات الفقرات على عواملها بدرجاتها المعيارية. وقد أوضحت النتائج أهمية كلتا المعادلتين في تحديد نسبة التباين المشتركة بين المؤشر والسمة المقاسة (النسبة التي يفسرها العامل الكامن في المؤشر) إلا أن الافتراض الذي نصّت عليه معادلة أوميغا الموزونة بتحديد مقدار مساهمة كل فقرة في تحديد عاملها يبقى الأسلوب الأنسب للوصول لأدق تقدير لمعامل الثبات الحقيقي. وقد أوصت الدراسة بإجراء أبحاث أخرى في القيمة التفاضلية لهاتين المعادلتين حتى نتأكد يقينا من أيهما يقيس الثبات بصورة أفضل.

الكلمات المفتاحية: الثبات؛ الثبات المركب؛ أوميغا الموزونة؛ الاهتمامات المهنية.

Estimation of reliability by the composite reliability and omega-weighted of of occupational interest test as a model

Sarah Belaid

belaid.sara91@gmail.com

Department of psychology, Faculty of social sciences, Abd Elhamid Ibn Badis university Mostaganem, Algeria

Abstract

The objective of this study is to estimate the composite reliability equations and omega-weighted equations for the test of occupational interest, and to determine which of the two equations is more accurate in estimating the percentage of variance explained by each factor. The study was applied to a sample of 204 students from the first year secondary in the state of Tlemcen and Sidi Bel Abbes selected according to the random method. To discuss and analyze the results, we used the analytical descriptive approach and the AMOS program to estimate the saturations of the indicators with their standard degrees. The results showed the importance of both equations in estimating the value of the reliability coefficient, but the assumption presented by the weighted omega equation, estimating the proportion that each indicator explains its factor which can be considered as the best statistical method for estimating the real value of the reliability coefficient of occupational interest inventory. The study recommended further research into the differential value of these two equations, in order to be sure of which one measures reliability better.

Keywords: reliability; composite reliability; weighted omega; occupational interest.

مقدمة

للثبات أهمية خاصة في استخدام اختبار ما لغرض معين، فهو يشير إلى قدر الثقة الذي يمكننا أن نضعه في نتائج اختياراتنا، باعتبار أن الهدف الرئيسي لاختبار الأفراد هو الوصول إلى أحكام أو قرارات نطمئن إليها، لذلك يجب أن تقوم هذه الأحكام بدورها على أدوات دقيقة في قياسها وموثوق فيها. ولهذا يستخدم معامل الثبات reliability coefficient لغرضين الأول أنه يعبر عن دقة درجات الاختبار نفسه كأداة للقياس والثاني أنه يقدم تقديراً للاتساق في أداء المفحوص على الاختبار (عمر وآخرون، 2010، ص. 215)، وبما أن الباحث لا يمتلك التحكم التام والضبط الدقيق لمواقف القياس لما تتسرب من متغيرات دخيلة ومؤثرة في القياس، وبالتالي فإن الدرجة التي نحصل عليها من الاختبار لا تكون معبرة بدقة عن الظاهرة التي نقيسها، إذ تتضمن هذه الدرجة دائماً قدراً من الخطأ سواء كان خطأ موجبا في شكل زيادة في الدرجة التي يحصل عليها الفرد نتيجة لقدرة الحقيقية، أو خطأ سالبا في شكل نقصان في الدرجة مما يجعل تقييم أدائه أقل من الواقع الذي يمثله، بمعنى آخر أن درجة الفرد على الاختبار تعبر عن التباين الحقيقي للفرد وتباين الخطأ. وعليه فإن مهمة أساليب حساب الثبات هي أن توفر قدراً جيداً لحجم التباين الحقيقي في الدرجة الكلية المستخرجة مع الإشارة إلى تباين هذا الخطأ (مجيد، 2007، ص. 112).

ومهما يكن من أمر فإن خطأ القياس يتمتع بامتياز تفسيري على معامل الثبات، حيث يوفر لنا معلومات حول تباين درجات المفحوص على اختبارات معينة، وكثيراً ما يستخدم خطأ القياس لما يسمى بتفسير الفئة، وتفسير الفئة هنا يساعد في تغطية فكرة عدم دقة القياس، بحيث نستطيع أن نفكر بالفئة على أنها المدى التي يمثلها هذا الخطأ، فإذا افترضنا أن الأخطاء عشوائية، فإن الأخطاء الملاحظة لدرجات فرد معين ستتوزع بشكل طبيعي حول الدرجة الحقيقية لذا فإننا نستطيع القول بأن الدرجات الملاحظة لشخص معين ستقع بين تباين الخطأ الموجب والسالب ($\pm Se1$) لدرجته الحقيقية بنسبة 68% تقريبا أو بين ($\pm Se2$) من درجته الحقيقية حوالي 95%. ومع هذا نحن لا نعرف الدرجة الحقيقية ولكن نستطيع الباحث أن يستنتج وبنسبة تأكد مقدارها 68% أو 95% أو 99% أن درجة الفرد الحقيقية هي ما بين $\pm Se1$ أو $\pm Se2$ أو $\pm Se3$ لدرجته الملاحظة على الترتيب (النهان، 2004، صص. 235-236). وبلا حظ أن المدى الذي يحتوي على الدرجات الحقيقية يزداد بزيادة درجة ثقتنا غير أنه يكتفي بالمدى ($\pm Se1$) في تفسير القيم التقديرية للخطأ (علام، 2000، ص. 178). ومن ناحية أخرى يمكن تفسير معامل الثبات على ضوء النسبة المئوية لتباين الدرجة التي تعزى إلى المصادر المختلفة، فمثلاً إذا كان معامل الثبات $r_{XX} = 0.85$ يعني أن 85% من التباين في درجات الاختبار يعتمد على التباين الحقيقي في السمة المقاسة و15% يعتمد على تباين الخطأ (الأنصاري، 2000، ص. 130).

وحتى يصل الباحث لأدق تقدير لدرجة الفرد الحقيقية فإنه يلجأ دائماً لاختيار الطريقة أو الأسلوب الذي يراه الأكثر مناسبة لطبيعة السمة المراد قياسها وباعتباره الأكثر تداولاً في البحوث والدراسات دون البحث في القيمة التقديرية الحقيقية الموازية فعلاً لأداء الأفراد، فإذا أظهر معامل ألفا كرونباخ أو الثبات بطريقة إعادة التطبيق مثلاً قيمة مرتفعة تدل في الغالب على اتساق الدرجات ودقة القياس فالباحث ظاهرياً سيتبنى نتائجها ويصدر أحكام انطلاقاً مما تم التوصل إليه، ولكن قد يغفل الباحث عن التساؤل فيما إذا كانت هذه النتائج تقدر بالفعل نسبة التباين الحقيقي مضاف لها نسبة الخطأ في السمة المقاسة. وعليه أن يلجأ الباحث في تقديره للثبات لطرق أكثر كفاءة في استخدامها أمر مهم حتى نستطيع أن نخرج في الأخير بنتائج تفي بالبحث حقه وهو ما تؤكد عليه طريقتي الثبات المركب وأوميغا الموزونة والتي تستخدمان في إطار النمذجة بالمعادلات البنائية وتراعيان في الأساس معامل ارتباط كل فقرة ببعدها أو تشعب الفقرة بعاملها أو معامل ارتباط الفقرة بالدرجة الكلية. وبالتالي مراعاة إسهام كل فقرة في تفسير عاملها مع ارتباطها بالفقرات الأخرى، ومن ثم الأخذ بعين الاعتبار المساحة المشتركة من الدلالة بين الفقرات في تفسير العامل الكامن. وحتى يتم التوضيح أكثر فيما يخص منطق هاتين المعادلتين تم طرح التساؤل التالي:

هل معادلتى الثبات المركب وأوميغا الموزونة أدق في تقديرهما لقيمة معامل الثبات (التباين الحقيقي)؟

فرضيات الدراسة

إن الطرح الذي تم على أساسه صياغة فرضيات الدراسة كان انطلاقاً من الدراسة التي أجراها محمد تيغزة (2017) بعنوان توجهات حديثة في تقدير صدق وثبات درجات أدوات القياس. وقد أشار فيها إلى طرق أكثر دقة لإيجاد معامل الثبات الحقيقي، لأنها تزود الباحث بتقديرات دقيقة للثبات مقارنة مع معامل ألفا مثلاً، وهي قائمة على افتراضات منطقية أكثر تراعى فيها البنية الداخلية للمقياس كوحدة موحدة مع شرط عدم تكافؤ الارتباطات بين الفقرات وبالتالي فسح المجال لكل فقرة أن تساهم في التعبير عن المفهوم (السمة المقاسة) وعليه تمت صياغة الفرضيات التالية:

- كل من معادلاتي الثبات المركب وأوميغا الموزونة لها قدرة على تزويد الباحث بتقديرات دقيقة عن قيمة الثباين الحقيقي للسمة المقاسة.
- معادلة أوميغا الموزونة لها افتراض تفضيلي عن معادلة الثبات المركب ومنه تقدير القيمة الحقيقية لمعامل الثبات.

أهمية وأهداف الدراسة

الدراسة الحالية تأتي أهميتها من كونها تحاول إبراز أهمية معامل الثبات في قدرته على تزويد الباحث بمعلومات أساسية للحكم على مدى صلاحية الاختبار، ودقته واتساقه. فمعظم الدراسات تولي أهمية كبيرة للصدق وتتبع الطرق الحديثة في الكشف عنه، ولكن عند النظر للقسم الخاص بالثبات، فنجد تقريباً بأن الأساليب المعتمدة في تقديره متشابهة (معامل ألفا كرونباخ، طريقة إعادة التطبيق، التجزئة النصفية) دون البحث في الأساس الذي بنيت عليه هذه المعادلات أو الافتراضات التي تعتمد عليها، وبالتالي فإن السهولة عن أبسط افتراض في أي معادلة سيؤثر بنسبة ما في تقدير معامل الثبات الحقيقي. ويمكن تلخيص أهداف الدراسة في النقاط التالية:

- محاولة التأكيد على دور معامل الثبات عند التحقق من صلاحية أي أداة وضرورة التنبه لأساسيات أي أسلوب قبل استخدامه.
- جلب الانتباه أكثر لمعادلتين تمخضتا عن تقنية النمذجة بالمعادلات البنائية بحيث تمكن الباحث إذا استطاع الإحاطة بإطاريهما النظري الحصول على أقصى وأدق تقدير لمعامل الثبات.

المفاهيم الإجرائية للدراسة

الثبات: مدى قياس الاختبار للمقدار الحقيقي للسمة التي يهدف لقياسها.
الثبات المركب: مدى دقة عدد من المؤشرات (فقرات) في قياس مفهوم معين (عامل كامن) في سياق التحليل العملي التوكيدي.
أوميغا الموزونة: هي معادلة تستخدم أيضاً في سياق النمذجة بالمعادلات البنائية عند اعتماد التحليل العملي التوكيدي خاصة، وتراعى مدى اسهام كل فقرة في تحديد المفهوم، وهي بذلك تبحث في المساحة المشتركة بين الفقرة والمفهوم المقاس للدلالة على الدرجة الحقيقية للفقرة (تيغزة، 2009، صص. 672-674).
الاهتمامات المهنية: هي اتجاهات إيجابية محببة نحو موضوع معين، قد يكون نحو أنشطة اجتماعية أو قيادية أو علمية بحتة.

حدود الدراسة

أجريت الدراسة خلال الفترة الممتدة للسنة الجامعية 2019-2020، على التلاميذ المسجلين في السنة أولى ثانوي (جذع مشترك آداب ولغات أجنبية وجذع مشترك علوم وتكنولوجيا) في كل من ولاية تلمسان وسيدي بلعباس.

1 الإطار النظري للدراسة

1.1 الثبات

لتوضيح مفهوم الثبات تتولى النظرية المفسرة له مهمة تحليل كل من التباين الحقيقي وتباين الخطأ والعلاقة بينهما، لتوفر المنطق الأساسي الذي تقوم عليه الطرق المختلفة لحساب ثبات الاختبار حيث أن: الدرجة الكلية المستخلصة من الاختبار = التباين الحقيقي لأداء الفرد على الاختبار + تباين الخطأ نتيجة لشوائب القياس.

فإذا استخدمنا مقياساً محكماً في اختبار فرد ما تحت ظروف مثالية للقياس، فس نجد أن التباين الحقيقي هو الدرجة التي يمكن أن يحصل عليها الفرد نتيجة الأداء على الاختبار، غير أن هذا القياس وهذه الظروف لا توجد في الواقع، مما يجعل الدرجة الكلية لا تكون ممثلة للتباين الحقيقي لدرجة الفرد. ومن الطرق الشائعة التي تستخدم عادة لتحديد الدرجة الحقيقية للفرد أي التباين الحقيقي، هي أن نختبر نفس الفرد مرات متكررة بنفس الاختبار وتحت نفس الظروف أو ظروف مشابهة، ثم يتم حساب متوسط الدرجة التي يحصل عليها الفرد في مرات تطبيق الاختبار. وبهذا تكون الدرجة الحقيقية أو التباين الحقيقي عبارة عن متوسط درجات القياسات المستقلة بواسطة نفس الاختبار، والمنطق الذي يؤيد اختبار متوسط الدرجة في هذه الاختبارات المختلفة هو أن تباين الخطأ أو الجزء الزائف من درجة الفرد على المقياس قد يكون سالبا أو موجبا في حين يعبر متوسط أداء الفرد عن درجته الحقيقية، لأن الدرجات الموجبة والدرجات السلبية ستعادل وتصبح صفرا، وتبقى فقط الدرجة المعبرة عن أدائه الفعلي. وهذا المنطق مؤسس على الافتراض التالي:

- أن الدرجة الحقيقية للفرد وفقا لهذا المنطق هي الأكثر ثباتا، بينما التغير يحدث في الجزء الزائف من الدرجة الكلية، وهذا يعني بتعبير آخر، أننا لا نتوقع ارتباطا بين الدرجة الحقيقية والدرجة الزائفة أو التباين الحقيقي وتباين الخطأ، فأحدهما متغير والآخر ثابت. كما أننا لا نتوقع أيضا وجود ارتباط بين الدرجات الخاطئة في صورة ما من الاختبار والدرجات الخاطئة في صورة مكافئة لنفس الاختبار، لأن الدرجات الزائفة عشوائية الاتجاه وغير منتظمة ولا يحكمها منطق القدرة الحقيقية التي يقيسها الاختبار (مجيد، 2007، صص. 115-116). وبأخذ هذه الافتراضات بعين الاعتبار، نستطيع أن نكتب التباين في الدرجات على الاختبار كما يلي: $2 = S_t^2 + S_e^2 \times S_x^2$ حيث تشير S_x^2 إلى تباين الدرجات الملاحظة لمجموعة من الأفراد بينما تشير S_t^2 إلى تباين درجاتهم الحقيقية وتعبر S_e^2 عن تباين الخطأ لتلك الدرجات. وبذلك يعرف معامل الثبات على أنه نسبة التباين في الدرجة الحقيقية مضاف إليها تباين الخطأ كما في المعادلة التالية: فالثبات يخبرنا إلى أي مدى يعزى تباين الخطأ إلى التباين الحقيقي وتتراوح قيمة هذا المعامل بين (0 و 1) (النبهان، 2004، ص. 233)، حيث نحصل على قيمة الصفر عندما لا يتضمن القياس شيئا إلا الخطأ ونحصل على الواحد في حال عدم وجود خطأ في القياس (فرانكفورت و ناشيمياز، 2004، ص. 179).

ويجب الإشارة إلى أنه لكل عملية قياس أخطاء تمنع في الغالب من الحصول على الدرجة الحقيقية لأداء الفرد، وهناك مصادر كثيرة للأخطاء في القياس، فقد يأتي الخطأ من بناء الاختبار وقد يأتي من إدارته أو قد تكون الأخطاء مجهولة المصدر (إبراهيم، العزابي، 2011، ص. 25). كما يتضح تأثير هذه الأخطاء عندما يقيس اختبار ما سمة غير السمة التي وضع لقياسها، فمثلا قد يقيس اختبار للانطواء بشكل غير متعمد الاكتئاب أيضا وفي هذه الحالة نجد أن: الدرجة الملاحظة = الدرجة الحقيقية + خطأ القياس العشوائي + خطأ القياس المنتظم. لذلك نجد صعوبة في التقدير الواقعي لسمة ما معزولة بشكل نقي عن غيرها من السمات (أحمد عمر وآخرون، 2010، صص. 19-20).

وهذه المؤثرات تختلف في مدى تقدير ثبات القياس، كل واحد منها يسمح لمجموعة معينة من مصادر التباين بالتأثير على القيم المستخرجة على النحو التالي:

- قد يتغير مقدار الصفة أو السمة المراد قياسها من وقت لآخر (خطأ عدم استقرار السمة).
- أي تغير في الإرشادات أو في الضبط الزمني للأداء على مكونات المقياس، أو في قراءة التعليمات أو في إدارة الاختبار يمكن أن يؤدي إلى تباين في درجات المفحوصين (خطأ إداري).
- عدم الدقة في تصحيح ورقة الإجابة، من حيث ضعف قراءة مفتاح التصحيح أو احتساب درجات على فقرات معينة تدرج تحت بعد معين في المقياس، وهي في الواقع تنتمي إلى بعد آخر وهذا سيؤثر بالفعل على درجات المفحوصين (خطأ تصحيح).

- إن عوامل صحية (جسمية أو نفسية) مثل الدافعية والتركيز ودرجة التعب يمكن أن تكون مصدراً لإحداث تباين في درجة المفحوص (خطأ شخصي).

- قد يؤثر عدد ونوع الأسئلة التي يتم إعدادها لقياس مستوى الفرد المعرفي أو المهاري أو الوجداني على درجته فالتساؤل هنا يتعلق بمدى تغطية الفقرات للمستويات المراد قياسها (خطأ معاينة) (النبهان، 2004، صص. 231-232).

- مدى تقارب صعوبة الفقرات ودقتها، بحيث أن وجود فقرات شديدة الصعوبة في الاختبار لا يستطيع جميع الأفراد أو أغلبهم الإجابة عنها، وبالمثل فإن وجود فقرات شديدة السهولة يستطيع الإجابة عنها كل أفراد العينة وبالتالي فهي لا تحقق مبدأ الفروق الفردية. لذلك ينبغي حذف أو تعديل الفقرات الشديدة الصعوبة أو السهولة إذا أردنا أن نرفع ثبات درجات الاختبار لأنها لا تضيف شيئاً لمعامل الثبات، وهذا الأخير في أساسه مبني على التباين الحقيقي بين درجات أفراد العينة، وعليه فإن أفضل فقرات في الاختبار هي التي يكون احتمال الإجابة عليها 50% من الأفراد.

- تجانس العينة: حيث يؤدي التجانس الشديد في عينة الثبات من حيث الظاهرة المدروسة إلى انخفاض واضح في معامل الثبات، لأن التباين داخل العينة المتجانسة يكون منخفضاً بقدر لا يسمح بتقدير التباين الحقيقي أي ثباته. في حين كلما كبر حجم العينة وقل تجانسها كلما كانت أقرب إلى التوزيع الاعتنادي وبالتالي سيصبح تباين الخطأ صغيراً، ما يؤدي هذه النتيجة إلى ارتفاع ثبات درجات الاختبار. ويمكن تفسير ذلك أيضاً إلى أن تجانس أفراد العينة سوف يؤدي إلى انخفاض تباين كل سؤال وفي هذه الحالة معامل الثبات يكون منخفضاً (مجيد، 2007، صص. 113-124).

2.1 منطق الثبات المركب وأوميغا الموزونة

قد يصدر الباحث أحياناً أحكاماً تتعلق باتساق درجات المقياس، دون البحث فيما إذا كانت هذه الدرجات بالفعل تساهم كل منها على حدة في قياس المفهوم، ذلك أنّ الارتفاع في قيمة معامل ألفا مثلاً قد يكون ناتجاً عن ارتفاع قيم الارتباطات بين الفقرات ما يدل على الاتساق الداخلي للمقياس، ولكن هذا الارتفاع قد يكون ناتجاً عن تماثل محتوى فقرات المقياس، وبالتالي فهي تكرر بعضها بعض فيما تقيسه. ولهذا قبل الحكم على قيمة معامل ألفا كرونباخ المرتفعة بأنها تدل على اتساق أو تجانس داخلي، يجب أولاً التأكد من أن فقرات المقياس حتى وإن كانت ترتبط فيما بينها ارتباطاً مرتفعاً فهي لا تتشابه في الدلالة نفسها. ومنطق معامل ألفا كرونباخ يقسم التباين إلى تباين كلي لدرجات الاختبار وتباين كل مفردة من مفرداته وتباين الخطأ العشوائي والمنتظم. وحتى يتم تدارك السلبية التي وجدت في معامل ألفا تم اقتراح معادلة بديلة تدعى بالثبات المركب composite reliability تقوم على منطق عدم تساوي التشبعات (تشبع الفقرة بعاملها غير المتساوي) (تبيغزة، 2017، صص. 10-15). معنى ذلك أنها تفترض أن المفهوم (العامل الكامن أو السمة المقاسة) يفسر نسبة من التباين في الفقرة مع وجود بواقي تباين غير مفسرة وتدعى بالخطأ. بحيث يقدر الثبات المركب باعتماد التحليل العاملي التوكيدي، وهو يتطلب إيجاد تشبع الفقرة بعاملها بالدرجات المعيارية ثم تربيع هذه التشبعات واستخراج باقي التباين الغير المفسر للمؤشرات كما هو موضح في المعادلة التالية:

$$CR = \frac{(\sum xi)^2}{(\sum xi)^2 + \sum \epsilon n}$$

حيث أن:

$(\sum xi)^2$: مجموع تشبعات الفقرات على العامل.

$\sum \epsilon n$: مجموع تباين الخطأ للمؤشرات أو الفقرات وفي سياق التحليل العاملي التوكيدي يتم تقديره بحساب مربع تشبع كل فقرة على العامل وطرح الناتج من قيمة الواحد الصحيح، وعليه يمكن التعبير عنه بالصيغة البديلة التالية $(1-x^2)$ (تبيغزة، 2009، ص. 672).

ولكن على الرغم من أن هذه المعادلة جاءت بشرط جديد كان مفقوداً في معادلة ألفا، إلا أن النقص الذي ظهر على مستواها وهو أن قيمتها تنخفض إذا أضيفت فقرة أخرى لفقرات المقياس، أيضاً تقوم هذه المعادلة بجمع التشبعات أولاً بعدها تقوم بتربيعها، ما دعا ذلك إلى ظهور معادلة أخرى تدعى بمعادلة أوميغا الموزونة وهي تستخدم في سياق النمذجة بالمعادلات البنائية عند اختبار النموذج باعتماد أسلوب التحليل العاملي التوكيدي وهي تراعي مدى إسهام كل فقرة في تحديد المفهوم الكامن بدلالة الأوزان التي اشتقت من الدرجة الحقيقية منه إلى تباين الخطأ (تبيغزة، 2017، ص. 16).

وتتمثل الصيغة الرياضية لمعادلة أوميغا الموزونة فيما يلي:

$$\Omega = \frac{\sum \frac{xi^2}{1-xi^2}}{1 + \sum \frac{xi^2}{1-xi^2}}$$

حيث تدل:

xi^2 : مربع تشعب الفقرة على عاملها وبذلك فهي تدل على الدرجة الحقيقية مطروح منها قيمة الواحد الصحيح ليدل على الخطأ كما هو مبين في المقام، وعليه فإن الكسر يعبر عن نسبة الدرجة الحقيقية إلى الخطأ ويعبر في الأساس عن وزن كل فقرة ومدى مساهمتها في تفسير عاملها أو مدى أهميتها في تحديد المفهوم. ولذلك فإن معادلة أوميغا الموزونة لها أساس تفضيلي على معادلة الثبات المركب التي تقوم بجمع التشعبات أولاً ثم تربيعها وهي بذلك تجمع بين المجموع لتشكيل كتلة لها نفس الدلالة أما معادلة أوميغا الموزونة تعطي أهمية لكل مؤشر في قياس المفهوم لتعبر عن الدلالة المشتركة بين العامل والمؤشر (تيفر، 2009، ص. 673).

3.1 الاهتمامات المهنية

هي مجموعة استجابات القبول التي تتعلق بنشاط مهني معين (كراجه، 1997، ص. 220). كما وينظر قاموس علم النفس المهني للاهتمامات المهنية بأنها جزء من البناء المركزي للشخصية، يمتلك ذلك الجزء صنع القرار في الاختيار المهني والتكيف مع المهنة المختارة، ويشير إلى الأنشطة والعمليات التي ترتبط بمجالات هذه المهنة (صقر، 2008، ص. 66) والتي تستثير في الفرد متعة نفسية نتيجة حبه لها (طه، 2003، ص. 827). ويدل الاهتمام المهني أيضاً على تفضيل الفرد لمهنة معينة بناء على أفكار مسبقة أو تصورات معينة أو خصائص شخصية. وحسب جون هولاند هي أحد مظاهر الشخصية وأن وصفها هو وصف لشخصية الفرد، ويمكن لسمات شخصية ما، أن تدل على المهنة المناسبة له (مقداد، عبد الله، 2014، ص. 215). كما يرى هولاند أن بلورة الاهتمامات المهنية شرط أساسي للقيام بالاختيار والتخطيط المهنيين، ويفترض بأنه يوجد لكل إنسان ميول مركزية حيث أن مستوى التوافق بين الليول والمهنة قد يحدد مدى الاكتفاء الذاتي للفرد (العزيمي، 2011، ص. 54)، كما ويؤكد بأن الأفراد ينجذبون للأنشطة التي تلبى حاجاتهم الشخصية وتزودهم بالشعور بالرضا وتسمح لهم بممارسة مهاراتهم والتعبير عن اتجاهاتهم (الشيدية، 2010، ص. 20). وبهذا يكون أهم عامل يجب التنبيه له قبل عملية الاختيار المهني هو السمات الشخصية للفرد وإمكاناته وميوله، فالفرد بخبرته عن نفسه يرسم ملامح شخصيته ويختار مجال العمل أو الدراسة الأكثر مناسبة لخصائص الشخصية (الشرفا، 2011، ص. 31).

في حين يرى جينزبرغ (1951) أنّ أي اختيار مهني كان أو أكاديمي يكون نتيجة لتأثير السمات المحددة للفرد كالقدرات والاستعدادات والليول، وبين العوامل الخارجية مثل مطالب البيئة والضغط الاجتماعية من الأسرة والمجتمع، وحسبه فإن عملية اتخاذ القرار المهني تمر بثلاث مراحل: المرحلة الأولى وسماها مرحلة الاختيار التخيلي وتظهر عند الطفل بين (10-12 سنة تقريباً) أي في مرحلة الطفولة المتأخرة، والمرحلة الثانية هي مرحلة الاختيار المبدئي من (12-17 سنة)، أما المرحلة الأخيرة وهي مرحلة الاختيار الواقعي فتبدأ من أواخر مرحلة المراهقة وحتى بلوغ سن الرشد. وهذه الحدود الزمنية نسبية وتختلف من فرد لآخر وهذا ما يحدث تماماً في مراحل النمو المختلفة، ففي مرحلة الطفولة يزداد خيال الطفل في رغبته في أن يكون في مهنة يحددها هو بخياله رغم عدم معرفته بقدراته واستعداداته وميوله، ثم يبدأ تدريجياً من الاقتراب أكثر من الواقع وفي ربط قدراته واهتماماته الخاصة حسب ما تستطيع هذه الخصائص من التعبير عن نفسها، بمعنى أن الفرد في مراحل حياته الأولى يكون تركيزه ذاتي حول ميوله الخاصة واستعداداته وبالتدرج يتحول من مجرد اهتمام نحو ما الذي أحب أن أكون عليه، إلى أي نوع من العمل يكون أكثر ملاءمة لي (دويدار، 2003، صص. 141-142).

وأشار في ذلك هانسن (Hansen, 1995) وشاري (Charry, 1981) إلى أن أدوات قياس الاهتمامات أصبحت تستخدم في الأبحاث التطبيقية بغرض استكشاف الميل المهني الذي يقود إلى قرارات متعلقة باختيار التخصص الدراسي ومن ثم تحديد التوجه المهني، وأخذ علماء النفس المهني يستخدمون تلك الأدوات لتحليل

بنية الاهتمامات وعلاقتها ببعض المتغيرات مثل الاستعداد والرضا والنجاح الوظيفي (الخطيب، 2005، ص. 30). من جهة أخرى تبصير الطالب بالفرص التعليمية والمهنية المتاحة، وتكوين اتجاهات إيجابية نحو بعض المهن والأعمال وإثارة اهتماماتهم بالمجالات التعليمية المختلفة (العلمية، التقنية، الفنية، الاجتماعية...) ومساعدته على اختيار ما يتناسب مع خصائصه النفسية (دبور و الصافي، 2007، ص. 42) بما يحقق له التكيف مع جميع مظاهر حياته الاجتماعية والأسرية والاقتصادية والنفسية (حرز الله، 2010، ص. 55).

2 إجراءات الدراسة الميدانية

1.2 منهج الدراسة

اعتمدت الباحثة في الدراسة الحالية على المنهج الوصفي بأسلوبيه الارتباطي والتحليلي باعتباره الأكثر ملاءمة لطبيعة الدراسة.

2.2 مجتمع وعينة الدراسة

مجتمع الدراسة الأصلي يتمثل في تلاميذ السنة الأولى ثانوي جذع مشترك آداب ولغات أجنبية وجذع مشترك علوم وتكنولوجيا بولاية تلمسان وسيدي بلعباس. حيث بلغ حجم عينة الدراسة 204 تلميذ تم اختيارهم وفقاً للطريقة العشوائية البسيطة والتي تعتبر من بين الطرق المستخدمة في انتقاء العينات ذات المجال العريض والتي تعطي لكل فرد نفس الفرصة في أن يكون جزءاً من مجتمع الدراسة، كما هو موضح في الجدول التالي:

جدول 1. توزيع أفراد عينة الدراسة وفقاً لمتغير الجنس والتخصص ومكان الإجراء

النسبة المئوية	العدد	الفئة	النوع
46.1%	94	ذكور	الجنس
53.9%	110	إناث	
37.7%	77	جذع مشترك آداب ولغات أجنبية.	التخصص
62.3%	127	جذع مشترك علوم وتكنولوجيا	
56.4%	115	تلمسان	الولاية
43.6%	89	سيدي بلعباس	
100%	204	المجموع	

3.2 أداة الدراسة

تتمثل في مقياس الاهتمامات المهنية لمحمود أمين مطر (2008) الذي طبق على تلاميذ المرحلة الثانوية بالأردن. ويتكون المقياس من 24 فقرة موزعة بالتساوي على ثلاثة أبعاد تقيس تفضيلات الفرد للأنشطة والأعمال المختلفة ممثلة في:

- بعد التعامل مع الأشياء: ويعني أن الفرد يستمتع باستخدام الأدوات والآلات، صناعة الأشياء، إصلاح الأجهزة والمعدات واكتشاف كيفية عمل الأشياء وتمثله الفقرات: 1-5-12-15-16-18-23-24.

- بعد التعامل مع الناس: الأفراد الذين يندرجون تحت هذه البعد يستمتعون عند الاعتناء بالآخرين ومساعدتهم، الإقناع والمفاوضة، العمل كجزء من فريق، قيادة الآخرين أو رئاستهم. وتمثله الفقرات: 3-6-11-14-17-20-22.

- بعد التعامل مع المعلومات والأفكار: ويعني أن الفرد يستمتع بإبراز الذات عن طريق الكتابة أو الفنون أو الموسيقى، إجراء التجارب والأبحاث، حل المشاكل والمسائل، والبحث العلمي بصفة عامة وتمثله الفقرات: 2-4-7-9-10-13-19-21.

4.2 الأساليب الإحصائية المستخدمة

- النسب المئوية والتكرار.
- الارتباطات بالدرجات المعيارية مستخرجة بالتحليل العاملي التوكيدي.
- معادلة الثبات المركب ومعادلة أوميغا الموزونة.

3 عرض نتائج الدراسة ومناقشتها

عرض نتائج السؤال الرئيسي: هل معادلتا الثبات المركب وأوميغا الموزونة أدق في تقديرهما لقيمة معامل الثبات (التباين الحقيقي)؟ وللإجابة عليه تم إيجاد الارتباطات بدرجاتها المعيارية لكل مؤشر بالاعتماد على أسلوب التحليل العاملي التوكيدي مع الإشارة إلى أنه تم حذف الفقرتين (10) و(24) وذلك بعد تقدير معالم أو بارامترات النموذج بدرجاته المعيارية بالاعتماد على درجة القطع 0.30 كدلالة على قيمة التشعب الضعيفة أو المرتفعة. وهذه الفقرات قد أظهرت ارتباطاً ضعيفاً أقل من القيمة النموذجية، وبالتالي فهي لم توفر لنا تمثيلاً كافياً لنطاقها السلوكي.

جدول 2. قيم الثبات المركب لكل بعد من أبعاد مقياس الاهتمامات المهنية

بعد التعامل مع المعلومات			بعد التعامل مع الناس			بعد التعامل مع الأشياء			الفقرة		
الأخطاء	مربع التشعبات	قيمة التشعبات بالدرجة المعيارية	الأخطاء	مربع التشعبات	قيمة التشعبات بالدرجة المعيارية	الأخطاء	مربع التشعبات	قيمة التشعبات بالدرجة المعيارية			
0.892	0.108	0.33	2	0.789	0.211	0.46	3	0.856	0.144	0.38	1
0.687	0.313	0.56	4	0.789	0.211	0.46	6	0.878	0.122	0.35	5
0.676	0.324	0.57	7	0.524	0.476	0.69	8	0.565	0.435	0.66	12
0.904	0.096	0.31	9	0.719	0.281	0.53	11	0.552	0.448	0.67	15
0.603	0.397	0.63	13	0.779	0.221	0.47	14	0.709	0.291	0.54	16
0.719	0.281	0.53	19	0.709	0.291	0.54	17	0.698	0.302	0.55	18
0.628	0.372	0.61	21	0.664	0.336	0.58	20	0.75	0.25	0.50	23
			∑	0.904	0.096	0.31	23	5.00	1.992	² (3.65)	∑
4.433	1.891	² (3.54) = 12.531		5.877	2.123	² (4.04) = 16.321	∑			13.322=	
قيمة الثبات للمركب=0.73			قيمة الثبات للمركب=0.73			قيمة الثبات للمركب=0.72					

الجدول أعلاه يبين قيم الثبات المركب لكل بعد من أبعاد مقياس الاهتمامات المهنية، فقد بلغت قيمته في بعد التعامل مع الأشياء 0.72 وبقية 0.73 في بعدي التعامل مع الناس والتعامل مع المعلومات. وهذا يدل في الواقع على وجود اتساق وتجانس في قياس المؤشرات للمفهوم. وللتوضيح أكثر نأخذ بعد التعامل مع الأشياء كمثال يمثل العمود الأول درجة تشعب الفقرة على عاملها بوحداتها المعيارية، بعد ذلك تم تربيع هذا التشعب. ولتقدير نسبة الخطأ في الفقرة (باقي التباين الغير مفسر) نطرح قيمة مربع التشعب من قيمة الواحد الصحيح، فلو أخذنا الفقرة الأولى والتي تشعب على عاملها بدرجة 0.38 وهي تمثل قيمة معامل الارتباط بين الفقرة رقم (01) مع بعد التعامل مع الأشياء، ومعادلة الثبات المركب تتطلب تربيع قيمة التشعب للدلالة على المساحة المشتركة (العلاقة المشتركة أو التباين المشترك) بين البعد والفقرة فتربيع القيمة 0.38 تساوي 0.144. ويعني ذلك أن 14% من تباين الفقرة رقم (1) يفسرها البعد الذي تنتمي له أو يؤثر في الفقرة بنسبة 14% أما باقي التباين والذي يمثل نسبة 86% فهو تباين خاص بالفقرة وحدها + تباين الخطأ.

ولحساب قيمة الثبات المركب نقوم بالتعويض في المعادلة: مجموع التشعبات الذي نحصل عليه نقوم بتربيعه كما هو موضح في الجدول أعلاه القيمة 3.65 بعد تربيعها أصبحت تساوي 13.322 ونحتاج أيضاً لمجموع تباين الخطأ للمؤشرات والذي يساوي 5 ونطبق في المعادلة:

$$CR = \frac{(3.65)^2}{(3.65)^2 + 5} = \frac{13.322}{18.322} = 0.72$$

لتقدير معامل أوميغا الموزونة نجيب على الفرضية التالية: معادلة أوميغا الموزونة لها افتراض تفضيلي عن معادلة الثبات المركب ومنه تقدير القيمة الحقيقية لمعامل الثبات، وقد تم اعتماد نفس المعطيات الموضحة في الجدول 2. وطريقة حسابها كما هي موضحة في الجدول التالي:

جدول 3. يوضح قيم معامل أوميغا الموزونة لكل بعد من أبعاد مقياس الاهتمامات المهنية

الفقرة	بعد التعامل مع الأشياء		الفقرة	بعد التعامل مع الناس		الفقرة	بعد التعامل مع المعلومات	
	قيمة التشعبات بالدرجة المعيارية	الأخطاء		قيمة التشعبات بالدرجة المعيارية	الأخطاء		قيمة التشعبات بالدرجة المعيارية	الأخطاء
1	0.38	0.856	3	0.46	0.789	2	0.33	0.892
5	0.35	0.878	6	0.46	0.789	4	0.56	0.687
12	0.66	0.565	8	0.69	0.524	7	0.57	0.676
15	0.67	0.552	11	0.53	0.719	9	0.31	0.904
16	0.54	0.709	14	0.47	0.779	13	0.63	0.603
18	0.55	0.698	17	0.54	0.709	19	0.53	0.719
23	0.50	0.75	20	0.58	0.664	21	0.61	0.628
			23	0.31	0.904			
	قيمة معامل أوميغا الموزونة=0.75			قيمة معامل أوميغا الموزونة=0.75			قيمة معامل أوميغا الموزونة=0.73	

من خلال البيانات الموضحة في الجدول أعلاه يتبين أن طريقة تقدير معامل الثبات بأوميغا الموزونة تختلف عن الثبات المركب من حيث تربيع التشعبات. فالنتائج تبين وجود فارق نسبي حتى ولو كانت نسبته ضعيفة في قيم معاملات الثبات، فقد بلغت قيمته في بعد التعامل مع الأشياء 0.75 ونفس القيمة تم تسجيلها في بعد التعامل مع الناس ماعدا بعد التعامل مع المعلومات القيمة بقيت ثابتة. فالقيمة 0.75 يمكن قراءتها على أن 75% من تباين بعد التعامل مع الأشياء يفسره العامل الكامن العام أو يؤثر فيه بنسبة 75% ونسبة 25% تمثل باقي التباين الذي لم يقو العامل على تفسيره وهو خاص بالفقرة أو أخطاء القياس، وقد تم حساب معامل أوميغا الموزونة وفقاً لما يلي:

$\Omega = ($

$$\frac{0.38^2}{1-0.38^2} + \frac{0.35^2}{1-0.35^2} + \frac{0.66^2}{1-0.66^2} + \frac{0.67^2}{1-0.67^2} + \frac{0.54^2}{1-0.54^2} + \frac{0.55^2}{1-0.55^2} + \frac{0.50^2}{1-0.50^2}) / (1 + \frac{0.38^2}{1-0.38^2} + \frac{0.35^2}{1-0.35^2} + \frac{0.66^2}{1-0.66^2} + \frac{0.67^2}{1-0.67^2} + \frac{0.54^2}{1-0.54^2} + \frac{0.55^2}{1-0.55^2} + \frac{0.50^2}{1-0.50^2}) = 0.75$$

فالكسر في معامل أوميغا الموزونة يدل على مربع تشعب كل فقرة على عاملها، وبهذا فهو يراعي مدى إسهام كل فقرة في تحديدها للمفهوم (العامل الكامن)؛ أما المقام فيتم تقديره بطرح قيمة مربع التشعب من الواحد الصحيح ليعبر بذلك عن الخطأ (تباين الخطأ لكل مؤشر). ونفس الطريقة يتم إتباعها مع بقية الأبعاد. ويمكن إرجاع هذه النتائج إلى واقعية الافتراضات الخاصة بكل معادلة، حتى وإن تم تفضيل معادلة أوميغا الموزونة. ولكن يبقى الطرح هو الأساس، فالبحث في قيمة التباين الحقيقي لكل فقرة يجعل معامل الثبات أقرب للاتساق. فإذا اعتمدنا على الطرق الأخرى ونحن لا ننفيها إطلاقاً ولكن الاعتماد فقط على معامل

الارتباط بين التطبيقين. على سبيل المثال، القيمة الناتجة يتم اعتمادها للحكم على معامل الثبات الحقيقي تبقى نوعاً ما غير دقيقة، ذلك أن معامل الارتباط بين درجات الأفراد في مرتي التطبيق لا يعني تطابق درجات الأفراد في المرتين، بل يعني احتفاظهم بوضعهم النسبي في السمة المقاسة، بمعنى الحاصل على درجة مرتفعة في المرة الأولى سوف يحصل على درجة إما مرتفعة أو منخفضة في المرة الثانية والعكس صحيح. وتستخدم هذه الطريقة إذا كنا نود أن نختبر مدى تأثير درجة الأفراد في الاختبار بمصدر ما من المصادر الغير منتظمة لخطأ القياس، مثل تأثير موقف وظروف تطبيق الاختبار وحالة المفحوص والفاحص فجميعها عوامل متغيرة بين مرتي التطبيق إلى حد ما (عمر وآخرون، 2010، ص. 223). ومصدر الخطأ في الدرجة التي يحصل عليها الفرد في ضوء معامل الثبات هو خطأ التغيرات عبر الفترة الزمنية (مجيد، 2007، ص. 126)، كما أن هذا المعامل يتأثر تأثيراً ملحوظاً بالمدة الزمنية الفاصلة بين مرتي تطبيق الاختبار، فإذا كانت هذه المدة قصيرة جداً فإن عوامل الذاكرة أو التمرين ربما تؤدي إلى اتساق الدرجات في مرتي التطبيق إلى حد كبير، مما يؤدي إلى تضخيم قيمة معامل الثبات. فإعادة تطبيق الاختبار نفسه تؤدي في كثير من الأحيان إلى تغيرات معينة في الفرد بما تسهم في تحسين أدائه فيما يقيسه الاختبار. وقد أكد على ذلك محمد تيغزة متناولاً معادلة ألفا كرونباخ في أن ارتفاع قيمتها حتى وإن تجاوزت 0.90 لا يدل بالضرورة على مستواها المرتفع في التعبير عن الاتساق أو التجانس الداخلي بين الفقرات، ولذلك أكد على ضرورة فحص متوسط الارتباطات بين الفقرات والذي يجب أن يتعدى القيمة 0.3 كحد أدنى. من جهة أخرى، الارتفاع الكبير في قيمة معامل ألفا قد يكون نتيجة تشابه في محتوى فقرات المقياس، وبالتالي فهي لا توفر لنا تفسيراً أو لا تعطينا قيمة حقيقية أو تكاد تكون أقرب للحقيقة لنسبة التباين التي تفسرها كل فقرة من طرف عاملها. وعليه، فتبني مثل هاتين المعادلتين عند تقدير معامل الثبات الحقيقي سوف يعطي للباحث ثقة أكبر عند تفسيره لنتائجه حتى وإن أشارت الكثير من الدراسات إلى تفوق معامل أوميغا الموزونة على الثبات المركب باعتباره يبحث في مقدار مساهمة كل فقرة في تفسير عاملها مشيراً لمقدار الخطأ في المؤشر.

خلاصة

عند التحقق من صدق وثبات أي اختبار أو مقياس، يجب على الباحث التدقيق بجديته فيما يخدم أهداف البحث وعدم الانسياق وراء الاختيارات العشوائية دون معرفة بافتراضات الأسلوب الإحصائي المراد اعتماده، ونحن لا نقصي أو نعطي أهمية لأسلوب دون آخر تحت مظلة تطور الأبحاث لأن ذلك يكون إقصاءً لمجهودات الباحثين. لكن، ومن جهة أخرى، نجد معظم الدراسات عند تقديرها لمعامل الثبات تتجه لاستخدام نفس المعاملات بطريقة التجزئة النصفية مثلاً تقوم على افتراض تساوي نصفي الاختبار. لذلك فهي تصلح في الاختبارات التي تكون فيها الفقرات متجانسة أي تقيس خاصية أو سمة واحدة وبذلك فهي تلغي مبدأ التعدد، وتقسيم الاختبار إلى جزأين متكافئين معناه يجب التقييد بشرط التكافؤ في المتوسط ودرجة الصعوبة ومعاملات الارتباط بين الوحدات. من جهة أخرى، فتباين الخطأ الذي تكشف عليه هذه الطريقة هو عدم تجانس نصفي الاختبار فقط دون إيلاء الأهمية لبواقي التباين في كل وحدة أو مؤشر وهذا الأخير سيقربنا أكثر من تحديد معامل الثبات. ومن جانب آخر، عند تقدير الثبات بالتجزئة النصفية، المطلوب من الباحث تقدير درجات ثبات طول نصفي الاختبار ويتم حسابه بمعادلتين تأخذان بعين الاعتبار تساوي تباين درجات كل من نصفي الاختبار (سبيرمان- براون ومعادلة جتمان). لكن السؤال الذي يطرح هو هل سيتم الحصول على نفس القيمة لمعامل الثبات إذا تم حسابها بكلتا المعادلتين بتساوي أو عدم تساوي تباين درجات نصفي الاختبار؟ وهو الأمر الذي يقودنا للاهتمام أكثر بمحتوى هذه الأساليب. فنحن لا نقدر ثبات الاختبار كجملة خالية من نقاطها وإنما نبحث في ثبات الدرجات، فالدرجة ماهي إلا قيمة ممثلة لنطاق سلوكي أشمل وأعم من النطاق السلوكي الممثلة له. وعليه، فالدقة التي صيغت بها كل من معادلتى الثبات المركب وأوميغا الموزونة تجعل منهما صيغاً منطقية قريبة أكثر من الواقع وإن كانت معادلة أوميغا الموزونة تتمتع بامتياز تفضيلي من حيث إعطائها الأهمية لكل مكون من مكونات المفهوم (العامل الكامن). وبالتالي، فهذا سيعطي لمستخدم الاختبار ثقة كبيرة في اعتماده وعند إصداره لقرارات خاصة بمجتمع بحثه بشكل عام.

التوصيات والمقترحات

- 1 إجراء المزيد من الدراسات التي من شأنها التدقيق أكثر في افتراضات كل أسلوب إحصائي بدلا من اعتماده فقط في تقدير معامل الثبات. وبالتالي، فالنتيجة ستكون حقيقية من حيث الشكل وأقرب للحقيقة في مضمونها، دون التعميم طبعاً.
- 2 إجراء دراسات أخرى تبحث في القيمة التفاضلية لكلتا المعادلتين حتى نخرج من دائرة المساومة بين أي المعادلتين أفضل من حيث تقديرها لمعامل الثبات.
- 3 ليس من الضروري على الباحثين عند تقديرهم لمعامل الثبات استخدام أكثر من أسلوب واعتبارها كأدلة قوية عن ثبات درجات الاختبار، وتعتبر معادلتا الثبات المركب وأوميغا الموزونة من المعادلات التي أثبتت فعالية في استخدامها، وإن كان التركيز أكثر على معادلة أوميغا الموزونة أكثر من حيث تقديرها الدقيق لمعامل الثبات الحقيقي كونها تبحث في مساهمة كل فقرة من فقرات الاختبار في تمثيلها للسمة المقاسة.

المراجع

- إبراهيم ميكائيل و العزابي أسامة (2011). ثبات المقياس وصدقه بين الطرق التقليدية ونموذج راش (البديل الإحصائي في تطوير المقياس النفسي). مجلة الدراسات النفسية والتربوية 5(1)، 22-41.
- الأنصاري بدر (2000). قياس الشخصية. القاهرة: دار الكتاب الحديث.
- الخطيب صالح (2005). الميول المهنية لطلاب المرحلة الثانوية بدولة الإمارات العربية المتحدة. مجلة اتحاد الجامعات العربية للتربية وعلم النفس، 3(1)، 1-44.
- الشرفا عبير (2011). الذات المهنية للمرشدين النفسيين في العمل الإرشادي التربوي بقطاع غزة، رسالة ماجستير غير منشورة في علم النفس. الجامعة الإسلامية. غزة، فلسطين.
- الشيدية هاجر (2010). الصعوبات التي تواجه أخصائيي التوجيه المهني في مدارس ما بعد التعليم الأساسي بسلطنة عمان من وجهة نظرهم. رسالة ماجستير غير منشورة في الإدارة التربوية. جامعة مؤتة، الأردن.
- العزيزي سيف بن سالم (2011). فعالية برنامج إرشادي جمعي يستندان لنظريتي هولاند وسوبر في تحسين مستوى اتخاذ القرار المهني لطلاب التعليم الأساسي. رسالة ماجستير غير منشورة في الإرشاد النفسي. جامعة نزوى، عمان.
- النبهان موسى (2004). أساسيات القياس في العلوم السلوكية (ط 1). عمان، الأردن: دار الشروق للنشر والتوزيع.
- تبيغزة محمد (2009). البنية المنطقية لمعامل ألفا لكرونباخ ومدى دقته في تقدير الثبات في ضوء افتراضات نماذج القياس. مجلة العلوم التربوية والدراسات الإسلامية، 21(3)، 637-688.
- تبيغزة محمد (2017). توجهات حديثة في تقدير صدق وثبات درجات أدوات القياس (تحليل نظري تقويمي وتطبيقي). مجلة العلوم النفسية والتربوية، 3(1)، 7-29.
- حرز الله، أحمد (2010). علم النفس المهني (التربية النفسية المهنية)، (ط1). عمان، الأردن: دار الشروق للنشر والتوزيع.
- دبور عبد اللطيف و الصافي عبد الحكيم (2007). الإرشاد المدرسي بين النظرية والتطبيق. (ط1). عمان: دار الفكر.
- دويدار عبد الفتاح (2003). أصول علم النفس المهني والصناعي والتنظيمي وتطبيقاته. الإسكندرية: دار المعرفية الجامعية للطبع والنشر والتوزيع.
- صقر أميمة (2008). بعض المتغيرات النفسية المرتبطة بالميول المهنية لعينات من المراهقين المعوقين جسدياً. رسالة ماجستير غير منشورة تخصص صحة نفسية. جامعة الزقازيق، القاهرة.
- طه فرج (2003). موسوعة علم النفس والتحليل النفسي. (ط2). القاهرة: دار غريب للطباعة والنشر والتوزيع.
- علام صلاح الدين محمود (2000). القياس والتقييم التربوي والنفسى أساسياته وتطبيقاته وتوجهاته المعاصرة. (ط1). القاهرة: دار الفكر العربي.
- عمر محمود أحمد، فخرو حصة، السبيعي تركي و تركي آمنة (2010). القياس النفسي والتربوي. (ط 1). عمان، الأردن: دار المسيرة للنشر والتوزيع والطباعة.
- فرانكفورت شافا و ناشيميماز دافيد، ترجمة الطويل ليلي (2004). طرائق البحث في العلوم الاجتماعية (ط01). سوريا، دمشق: تبرا للنشر والتوزيع.

- كراجة عبد القادر (1997). القياس والتقويم في علم النفس رؤىة جديدة. الأردن: دار اليازوري العلمية للنشر والتوزيع.
- مجيد شاكى سوسن (2007). أسس بناء الاختبارات والمقاييس النفسية والتربوية. (ط01). عمان: دار ديونو للطباعة والنشر والتوزيع.
- مقدار محمد و عبد الله كامل (2014). أنماط الشخصية وعلاقتها بالمبول المهنية لدى طلبة المرحلة الثانوية في مملكة البحرين. مجلة العلوم الانسانية والاجتماعية. 14، 211-224.