معامل (ألفا) الرتبي: تقدير معامل ثبات درجات الاختبار باستخدام البيانات الرتبية

أحمد كريش *

مخبر القياس والدراسات النفسية، جامعة البليدة (2)، الجزائر

استلم بتاريخ: 13-07-2017 تمت مراجعته بتاريخ: 01-10-2017 نشر بتاريخ: 01-03-2018

الملخص:

يعتبر ثبات درجات الاختبار مصدرا مهما للأدلة التي يقدمها الباحث على صدق الاستدلال بدرجات الاختبار وبالتالي يطمح الباحثون أن يتحصلوا على أعلى القيم لمعاملات الثبات المستخدمة، لتزيد ثقتهم في دقة النتائج. يعتبر معامل ((ألفا)) الطريقة الأكثر استخداما والأوسع انتشارا لحساب معامل الثبات، لكن رغم ذلك هناك سوء فهم كبير له واستخدامه في الدراسات من دون التحقق من الافتراضات التي يتطلبها. هناك جدل واسع في حساب معامل ((ألفا)) مع البيانات الرتبية باستخدام مصفوفة الارتباط ((بيرسون)) لأنه يفترض أن تكون البيانات كمية متصلة، حيث تبين أنه يسيء تقدير الثبات الحقيقي بالمقارنة مع معامل ((ألفا)) الرتبي الذي يقدم قيم أكبر بسبب ملاءمته للبيانات الرتبية وحسابه على أساس مصفوفة الارتباط ((بوليكوريك)).

لهذا تهدف هذه الدراسة لإظهار أفضلية حساب معامل ((ألفا)) الرتبي مع البيانات الرتبية مقارنة مع معامل ((ألفا))، وإعطاء مثال تطبيقي لحسابه باستخدام برنامج (R).

الكلمات المفتاحية: معامل (ألفا)؛ معامل (ألفا) الرتبي؛ برنامج R.

Ordinal Alpha Coefficient: an accurate estimation of the score reliability coefficient using the ordinal data

Ahmed KERRICHE *

Blida (2)University, Algeria

Abstract

Test score reliability is an important source of evidence about the validity of the inferences, thus the researchers aspire obtaining the highest reliability coefficients values to increase confidence in the accuracy of the results obtained. Alpha coefficient is the most widely used method to calculate the reliability coefficient, despite this, there is a misunderstanding of this coefficient and using it without respecting their important assumptions required. There is ongoing debate about the use of alpha for ordinal data based on the Pearson correlation matrix because alpha assumes that the item responses are continuous, it was found that it underestimates the real reliability compared with the ordinal alpha coefficient which offers greater values because it is appropriate with the ordinal data calculating based on the polychoric correlation matrix. For this reason, this study aims at showing the preference of ordinal alpha coefficient for ordinal data compared with alpha coefficient, and give a practical example using R program.

Keywords: Alpha Coefficient; Ordinal Alpha Coefficient; R program.

*** E. Mail** *: a.kerriche@univ-blida2.dz*

مقدمة:

إن تقدم الدول مرهون بمدى تقدم البحث العلمي فيها، وكما هو الحال في كل العلوم ومن بينها العلوم الاجتماعية يتحدد وزن البحث العلمي ومصداقية النتائج المتحصل عليها بشكل كبير في أدواته المستخدمة لجمع البيانات التي تقوم عليها التحليلات اللاحقة، وتبنى على أساسها الاستنتاجات المختلفة.

من بين أهم الأدوات التي يستخدمها الباحث في جمع البيانات هي الاختبارات، التي سيقوم باتخاذ القرارات وإصدار الأحكام بناء على الدرجات التي يتحصل عليها من تطبيقها، والتي كثيرا ما تمس حياة ومستقبل الفرد أو الجماعة أو حتى المؤسسات. لذلك أول ما يواجه الباحث عند التفكير في مشروع بحثه هو اختيار الاختبار الصالح للاستخدام في بيئته ومع المشاركين في عينة بحثه، لتزيد ثقته في النتائج المتحصل عليها، ويقلل من احتمال الأخطاء في اتخاذ القرارات وإصدار الأحكام بسبب عدم دقة درجات الاختبار المستخدم، والتي كثيرا ما تكون خطيرة ويصعب تداركها، ولعل هذه الخطورة تزيد إذا تعلق الأمر بالاختبارات النفسية، حيث نحكم على الفرد هل هو يعاني من اضطراب نفسي معين أم لا، والحكم على مدى كفاءته وقدرته أو استعداده للقيام بمهنة معينة، ومقارنته بالآخرين، مما يمس نظرته لذاته ومستقبله ككل بشكل مباشر، وكلما أسأنا التقدير بناء على درجات الاختبار غير الدقيقة أدت إلى تبعات قد تغير مجرى حياة ذلك الفرد نحو الأسوأ ولا يمكننا إصلاح ما أفسدناه.

نظرا للأهمية الكبيرة للاختبارات أولى العلماء خاصة في ميدان القياس النفسي والتربوي، وفي جميع ميادين علم النفس، عناية كبيرة ببناء الاختبارات أو نقلها من بيئة إلى أخرى، وتحديد الخصائص السيكومترية التي يجب أن تتوفر فيها، ومن بين هذه الخصائص هي ثبات درجات الاختبار، الذي أصبح حسب (Zumbo, 2007) مصدرا مهما للأدلة التي يقدمها الباحث على صدق الاستدلال بدرجات الاختبار. لقد نال موضوع الثبات اهتماما كبيرا، كما شهد جدلا واسعا بين العلماء، خاصة حول الطرق المختلفة لحسابه، مثل طريقة التطبيق وإعادة التطبيق التي تسمى بمعامل الاستقرار، وطريقة الصور المتكافئة وهي معامل التكافؤ ببناء صورتين متكافئتين للاختبار، ومعامل التكافؤ والاستقرار الذي يتمثل في بناء صورتين للاختبار وتطبيقهما بفارق زمني. بسب صعوبة تطبيق الاختبار في مرتين، واحتمال تأثير التعلم على النتائج، وكذلك صعوبة بناء صور مكافئة له، ظهرت معاملات الاتساق الداخلي للتغلب على ذلك والتمكن من تقدير الثبات بواسطة تطبيق الاختبار لمرة واحدة، فلقد وضع (سبيرمان) عام 1910 أول طريقة تتطلب تطبيقا واحدا فقط للاختبار تسمى طريقة التجزئة النصفية بتقسيم الاختبار إلى نصفين ثم حساب معامل الارتباط بين درجات النصفين. يذكر (Cronbach, 2004) بما أن هناك العديد من التجزئات النصفية الممكنة، هذا ما يجعل معامل التجزئة النصفية غير صحيح لدرجة ما. لذلك قدم (Kuder and Richardson, 1937) طريقة لحساب معامل الاتساق الداخلي، والتي سميت بمعادلة (KR-20) وهي للبنود الثنائية فقط (الإجابة بنعم أو لا، 1 أو 0)، وبعدها قام ((كرونباك)) بوضع اشتقاق لهذه المعادلة لتتلاءم مع البنود ذات الاختيار من متعدد على شكل مقياس (ليكرت) والتي أصبحت تعرف بمعامل (ألفا) (Cronbach, 1951)، ولقد اشتهرت تسميته بمعامل (ألفا) ل(كرونباك)

أكثر وهذا ماجعل (كرونباك) نفسه بعد مرور 50 سنة من ظهور مقاله الأول يبدي حرجه من إضافة اسمه لهذا المعامل (Cronbach, 2004).

رغم وجود هذه الأنواع المختلفة من المعاملات لتقدير الثبات غير أنه لا يوجد تفضيل لأحد الطرق على الأخرى، واستخدام أحد الطرق لا يعني الاستغناء عن الأخرى. فلقد ذكر (كرونباك) في نفس المرجع السابق بأنه إذا كانت دقة القياس مهمة إما لأغراض علمية أو تطبيقية، فإن المحقق ينبغي عليه تقييم كمية الأخطاء العشوائية التي تؤثر في القياس. فكل طريقة تقدم للباحث معلومات قيمة حول مدى تأثير نوع من أنواع الأخطاء العشوائية في درجات الاختبار. يذكر (Nunnally and Bernstein, 1994) بأن هناك مصادر متعددة للأخطاء العشوائية التي تؤثر في عملية قياس السمات الكامنة وتجعلها غير دقيقة بما فيه الكفاية. فالمصدر الرئيسي لهذه الأخطاء العشوائية هو أخذ عينة من البنود من المجال الذي يحتوي على كل البنود الممكنة لقياس سمة كامنة معينة، لذلك يحدث اختلاف في الدرجات من اختبار إلى اختبار اعتمادا على عدد البنود في كل عينة، وكذلك جراء عدم تجانس البنود، حيث يعتبر معامل (ألفا) هو الطريقة المناسبة لمعرفة مدى تأثير هذه الأخطاء العشوائية في درجات الاختبار. المصدر الآخر هو التخمين عند الإجابة، حيث يجعل القدرة أو السمة الكامنة المقاسة تختلف من بند لآخر، والمصدر الآخر هو عدم استقرار السمة الكامنة عبر الزمن والحالة المزاجية للمفحوص وغيرها من الظروف الخارجية.

يذكر الباحثون (Miller, 1995; Sijtsma, 2009a; Zumbo, and Rupp, 2004) بأن معامل (ألفا) لـــ(كرونباك) يعد أكثر الطرق استخداما على نطاق واسع وبشكل متكرر لحساب الثبات في العلوم الاجتماعية، بل وأصبح الاختيار الافتراضي لحساب معامل الثبات الذي لا بديل عنه. فبالرغم من هذا الانتشار الواسع يبقى هناك سوء فهم كبير له (Cortina, 1993; Ritter, 2010; Schmitt, 1996) يتجلى خاصة في استخدامه من دون التحقق من افتراضاته المهمة (Huysamen, 2006; Sijtsma, 2009a; Sijtsma, 2009b) والتي تتمثل خاصة في الافتراض الصارم الذي يجب أن يتوفر في البنود وهو أن تكون من نموذج (تاو) المتكافئ أساسا، والافتراض الثاني عدم ارتباط الأخطاء. فانتهاك الافتراض الأول يجعل معامل (ألفا) يسيء تقدير الثبات الحقيقي ويكون منخفضا، حيث يعتبر حسب (Cronbach, 1951) القيمة الأدنى (Lower bound) للثبات الحقيقي. وأما إذا تم انتهاك الافتراض الثاني بارتباط الأخطاء فهذا له مفعول عكسي حيث سيؤدي (Green and Yang, 2009a; Rae, 2006; Zumbo, 1999) إلى تضخيم قيمة معامل (ألفا). وهذا ما جعل الباحثين (Green and Yang, 2009b; Revelle, and Zinbarg, 2009; Sijtsma, 2009a) يقترحون معاملات أخرى لحساب الثبات مثل معامل (أوميجا) ومعامل (بيتا) ومعامل (Great Lower Bound-GLB)، ومعاملات تقوم على النمذجة بالمعادلة البنائية، وبالتالي زادت حدة النقاش بين العلماء حول أفضل معاملات الثبات المستخدمة، كما زادت الانتقادات الموجهة لمعامل (ألفا) التي تعتبر خارج نطاق هذه الدراسة.

بالإضافة إلى ما سبق، يذكر (Zumbo, Gadermann, and Zeisser, 2007) أن هناك جدلا قائما حول استخدام معامل (ألفا) مع البنود على شكل مقياس (ليكرت) بسبب أنه يفترض أن تكون

الاستجابات على البنود متصلة، كما يتم حسابه على أساس مصفوفة الارتباط أو التغاير ((بيرسون)) التي لا تتلاءم مع هذه البيانات الرتبية. لهذا تهدف هذه الدراسة إلى إعطاء نظرة عامة حول معامل (ألفا) الرتبي وأفضلية استخدامه مع البيانات الرتبية ودقته مقارنة بمعامل (ألفا) في تقدير قيمة الثبات الحقيقي، خاصة أننا نلاحظ في معظم البحوث استخدام آلي لمعامل (ألفا)، ويعتبر كطريقة افتراضية لحساب الثبات حتى من دون التحقق من افتراضاته، ومدى ملاءمته لبيانات الباحثين. ومن أجل تسهيل عملية استخدام وحساب معامل (ألفا) الرتبي سنقوم باستعراض مثال تطبيقي بأهم الخطوات لحسابه، وذلك باستخدام البرنامج (R)، اعتمادا على بيانات حقيقية، وذلك بسبب عدم قدرة برنامج (SPSS) على حسابه.

لقد تم التركيز على معامل الثبات (ألفا) بسبب أنه الطريقة الأكثر استخداما وانتشارا في البحوث فحسب (Sijtsma, 2009a) تم ذكر معامل (ألفا) في أكثر من 7000 ورقة بحثية، كما لا تزال الدراسة الأولى (Cronbach, 1951) واحدة من الدراسات الأكثر تحميلا حتى إلى يومنا هذا، من موقع الانترنت للمجلة المشهورة (Psychometrika) وهو http://www.springer.com.

معامل (ألفا) ومعامل (ألفا) الرتبي:

كما هو معروف يتم حساب قيمة معامل (ألفا) باستخدام مصفوفة الارتباط أو التغاير (بيرسون)، حيث تعتبر الاختيار الافتراضي في العديد من البرامج الاحصائية مثل (SPSS)، ومن أهم الافتراضات اللازمة لاستخدام هذه المصفوفة هو أن تكون البيانات كمية متصلة، أي على الأقل تكون من مستوى المسافات المتساوية. وعدم توفر هذا الافتراض حسب (Flora and Curran, 2004) يؤدي الى تشوه كبير فيها، أي في قيم مصفوفة الارتباط حيث تكون غير دقيقة ومضللة. وبالإضافة إلى ذلك يسيء معامل الارتباط (بيرسون) تقدير قوة العلاقة الحقيقية بين متغيرين متصلين عندما يكون توزيعهما منحرف عن التوزيع الطبيعي. فكلما تم انتهاك هذه الافتراضات أدى الى التقليل من قيم الارتباطات بين البنود وبالتالي سيؤثر ذلك في حساب معامل (ألفا) الذي يقدم لنا قيما غير حقيقية عن الثبات.

تعتبر أغلب البيانات في العلوم الاجتماعية رتبية، حيث تكون الاستجابات على بند مثل تضايقني الرجفة أو الرعشة أمام الآخرين على شكل مقياس ليكرت من 3 استجابات أو أكثر (لا أبدا إلى غالبا)، حيث أصبح التعامل مع هذه البيانات كأنها كمية متصلة. هناك بعض الباحثين الذين يؤيدون ذلك مثل (Cohen, Cohen, West, and Aiken, 2003) حيث يذكرون بأنه من الممكن التعامل مع المتغيرات الرتبية كمتغيرات متصلة عندما يكون هناك على الأقل 5 فئات للاستجابة، وحجم العينة كبير بما فيه الكفاية، وكذلك البيانات تكون قريبة من التوزيع الطبيعي (عدم وجود التواء أو تفلطح شديدين). إلا أن العديد من العلماء مثل (Jöreskog and Moustaki, 2001; Jöreskog, 2005) أكدوا أن المتغيرات الرتبية هي ليست المتغيرات المتصلة ولا ينبغي التعامل معها كذلك. فيعتبر من الممارسات الشائعة التعامل مع الدرجات 1 و2 و3 .... المخصصة للفئات كأنها لها خصائص مترية (metric)، لكن هذا خطأ.

فالمتغيرات الرتبية ليس لها وحدات قياس والمتوسطات الحسابية والتباينات والتغايرات للمتغيرات الرتبية ليس لها معنى. كما يؤكد كذلك (Raykov and Marcoulides, 2006) بأن استخدام البيانات الإسمية أو الرتبية كبيانات متصلة يمكن أن يؤدي الى نتائج متحيزة. وكما يكمن المشكل في استخدام البيانات الرتبية في حساب مصفوفة الارتباط أو التغاير (بيرسون) حسب (Bonanomi, Cantaluppi, Ruscone, and Osmetti, 2015) في أن هذا النوع من البيانات يقدم معلومات قليلة تتعلق فقط بعدد الأفراد في كل فئة (خانة) في جدول توافق (Contingency table)، وهذا ما سيؤدي إلى سوء تقدير العلاقة بين المتغيرات الملاحظة (بنود الاختبار)، وتكون قيم الارتباط منخفضة لأن وضع الأفراد في فئات وليس على متصل مسافات متساوية سيقلل من التباين الذي يؤثر في معامل الارتباط (بيرسون). وهذه القيم المنخفضة لمعاملات الارتباط ستؤدي إلى انخفاض قيمة معامل (ألفا).

فمن بين السيناريوهات لمعامل (ألفا) حسب (Ritter, 2010) أن يكون الارتباط بين البنود يساوي صفر وبالتالي لا يوجد تباين مشترك بين البنود، وهنا لا يوجد اتساق داخلي للاختبار، وبالتالي تكون قيمة معامل (ألفا) صفر. والسيناريو الآخر هو أن يكون الارتباط يساوي واحد، وهنا يوجد اتساق داخلي تام، وفي هذه الحالة تكون قيمة معامل (ألفا) واحد.

كلام Ritter يبين لنا مدى تأثير الارتباط بين البنود على قيمة معامل (ألفا)، فكلما زادت قيم معاملات الارتباط زادت قيمة معامل (ألفا) والعكس صحيح. ولهذا من الأفضل عدم استخدام البيانات الرتبية لحساب مصفوفة الارتباط (بيرسون) لأنها تؤدي إلى سوء تقدير العلاقة الحقيقية بين المتغيرات الملاحظة (البنود)، حيث تكون القيم منخفضة، مما ينجر عنه سوء تقدير للقيمة الحقيقية لمعامل (ألفا).

ومن أجل التصدي لمشكلة استخدام البيانات الرتبية لحساب مصفوفة الارتباط (بيرسون) لتقدير معامل (ألفا) لـــ(كرونباك) وما ينجر عنها من سوء تقدير لقيمة الارتباطات الحقيقية بين البنود وبالتالي سوء تقدير معامل (ألفا)، اقترح (Zumbo et al., 2007) معامل (ألفا) الرتبي. الذي يعرفه (Gadermann et al., 2014) على أنه المعامل الذي يقدر الاتساق الداخلي للاختبارات التي تشتمل على بيانات رتبية، باستخدام مصفوفة الارتباط (Polychoric).

يتبين من هذا التعريف بأن معامل (ألفا) الرتبي يتعامل مع البيانات الرتبية حسب طبيعتها ولا يتعامل معها كأنها بيانات متصلة، لذلك يتم حساب مصفوفة الارتباط (بوليكوريك) التي تعتبر أكثر دقة في تقدير معاملات الارتباط مع البيانات الرتبية من مصفوفة الارتباط (بيرسون).

في الدراسة الأولى (Zumbo et al., 2007)، ودراسة لاحقة (Gadermann et al., 2012) أكد الباحثون على ضرورة استخدام معامل (ألفا) الرتبي مع البيانات الرتبية لأن تقديره للثبات يقترب من القيمة الحقيقية للثبات، وتكون أكبر من قيم معامل (ألفا)، كما تبين أنه لا يتأثر بانحراف توزيع البيانات عن التوزيع الطبيعي وذلك عكس معامل (ألفا) الذي يسيء تقدير قيمة الثبات كلما ابتعدت البيانات عن التوزيع الطبيعي. وبعد ظهور معامل (ألفا) الرتبي تم استخدامه من طرف بعض الباحثين بطرق مختلفة مثل ما بينه بعض الباحثين (Bentler, 2009; Bonanomi et al., 2015; Green et al., 2009a).

مثال تطبيقي لحساب معامل (ألفا) الرتبي:

1- البيانات: لقد تم استخدام بيانات حقيقية في هذا المثال، والتي قام الباحث بجمعها بتطبيق قائمة الرهاب الاجتماعي (Social Phobia Inventory - SPIN) التي تحتوي على 17 بندا على عينة تتكون من (1227) مشارك من الطلبة الجامعيين الذين ينتمون إلى 11 جامعة جزائرية في 10 ولايات من ولايات الوطن وهي (أدرار، بسكرة، البليدة (1 و2)، البويرة، سعيدة، سكيكدة، المدية، ورقلة، تندوف، سوق أهراس). حيث بلغ عدد الذكور (561) بنسبة مئوية قدرت بـــ (46%). كما بلغ عدد الإناث (666) بنسبة مئوية قدرت بـــ (54%).

2- البرنامج الاحصائي: لحساب معامل (ألفا) الرتبي سيستخدم الباحث برنامج (R) الإصدار (3.2.3)، حيث يعتبر هذا البرنامج مجاني ويمكن تحميل آخر إصداراته من الموقع التالي: http://www.R-project.org

إن هذا البرنامج يوفر إمكانية حساب مصفوفة الارتباط (بوليكوريك) التي تستخدم في حساب معامل (ألفا) الرتبي. رغم وجود بعض البرامج الأخرى مثل (Factor) التي يمكننا بواسطته أيضا حساب مصفوفة الارتباط (بوليكوريك)، إلا أن البرنامج (R) يعد الأفضل لأسباب متعددة ذكرتها (Gadermann et al., 2012):

- التطورات والتطبيقات المثبتة حديثا التي تسمح لنا بالحصول على مصفوفة الارتباط (بوليكوريك) بخطوات بسيطة.
- مجانية البرنامج وإمكانية عمله في أنظمة تشغيل متعددة مثل (Windows, Linux…).
- استخدام امتدادات مختلفة لملف البيانات حيث يمكن فتح الملفات التالية (textfile, URL, Clipboard, Minitab, SPSS, Excel or STAT format)
- في البرامج الأخرى مثل (Mplus, SAS, STATA and PRELIS/LISREL) تتطلب محررات كتابة الجمل (Syntax) أكثر تعقيدا بسطور عديدة يجب كتابتها في المحرر. كما أن بعض البرامج تستلزم من الباحث حساب معامل (ألفا) الرتبي باليد بعد الحصول على مصفوفة الارتباط (بوليكوريك).

3- خطوات حساب معامل (ألفا) الرتبي: قبل البدء في عملية حساب معامل (ألفا) الرتبي سنقوم بالتحقق من بعض الافتراضات التي تؤثر في قيمة معامل (ألفا)، ومدى توفرها في البيانات المستخدمة في المثال الحالي، وذلك بسبب أن انتهاكها يؤثر في قيمة معامل (ألفا) الذي سنقوم بحسابه كذلك على أساس مصفوفة الارتباط (بيرسون)، لعمل المقارنة بين قيمته وقيمة معامل (ألفا) الرتبي المتحصل عليها.

أولا: نقوم بتحديد هل الاختبار يعتبر أحادي البعد لأن انتهاك هذا الافتراض حسب (Graham, 2006) سيؤدي الى سوء تقدير الثبات الحقيقي وهنا يصبح معامل (ألفا) القيمة الأدنى للثبات.

ثانيا: نقوم بالتحقق من توزيع البيانات بحساب الالتواء والتفلطح للدرجة الكلية.

- للتحقق من أحادية البعد نقوم باعتماد محك الجذر الكامن (Reckase, 1979)، بحيث يكون هناك عامل كامن مهيمن في النموذج يفسر على الأقل (20%) من التباين الملاحظ. للحصول على الجذور الكامنة أجرينا التحليل العاملي الاستكشافي باستخدام برنامج (Mplus 6.12) وذلك على أساس مصفوفة الارتباط (بوليكوريك) التي تلائم البيانات الرتبية، وذلك للحصول على نتائج دقيقة، حيث كانت النتائج كما يوضحها الجدول (1).

جدول (1): قيم الجذور الكامنة للعوامل والتباين المفسر والتراكمي

	الجذر الكامن	التباين المفسر	التباين التراكمي
العامـــــل الأول	4.119	%24.22	%24.22
العامـــــل الثاني	1.821	%10.71	%34.93
العامـــل الثالث	1.180	%6.94	%41.87
العامـــل الرابع	1.105	%6.50	%48.37
العامل الخامس	1.048	%6.16	%54.53

يتبين من الجدول (1) بأن هناك عامل كامن مهيمن يفسر أكبر نسبة من التباين الملاحظ التي بلغت (%24.22) والتي تجاوزت المحك المقدر بــ (%20). وبالتالي يمكن القول بتوفر افتراض أحادية البعد.

- حساب قيم الالتواء والتفلطح أين المدى المقبول لها حسب (Garson, 2012) يتراوح بين (−2 و +2) كمحك الأكثر استخداما. يوضح الجدول (2) قيم التواء وتفلطح البيانات

جدول (2) قيم الالتواء والتفلطح للذكور

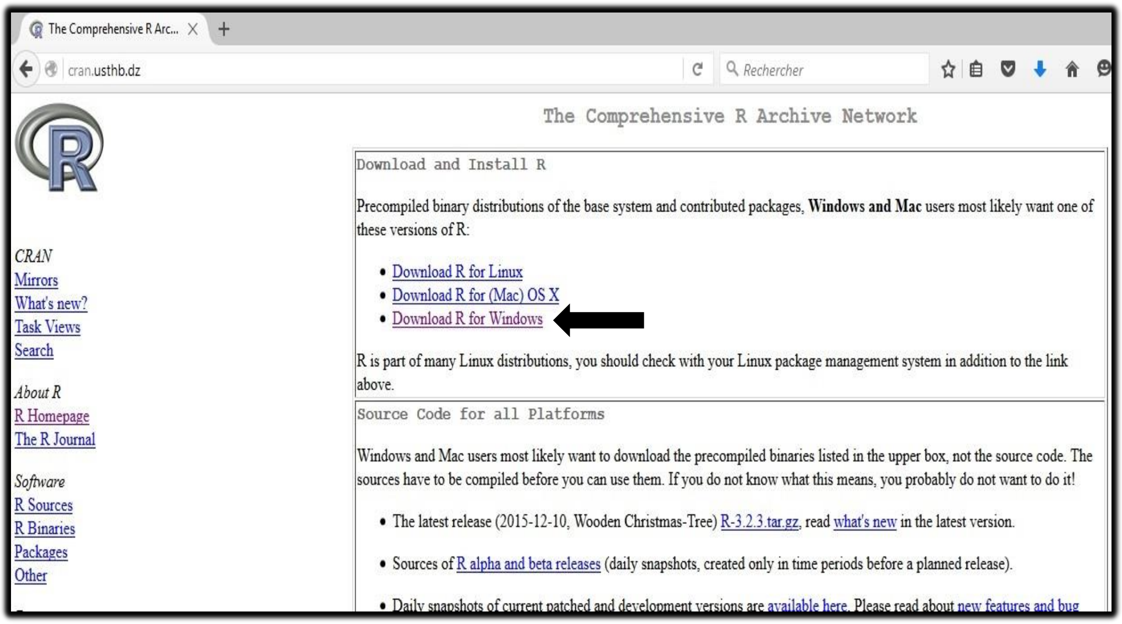
	الالتواء		التفلطح	
توزيع الدرجات الكلية	**القيمة**	**الخطأ المعياري**	**القيمة**	**الخطأ المعياري**
	0.256	0.070	-0.502	0.140

يظهر من الجدول (2) بأن قيم الالتواء والتفلطح تدل على اقتراب توزيع بيانات الدراسة من التوزيع الطبيعي لأن القيم تدخل ضمن مدى قيم المحك المطلوب وهو (−2 و +2).

بعد التحقق من هذه الافتراضات سنقوم بحساب معامل (ألفا) الرتبي باتباع الخطوات التالية:

– **الخطوة الأولى:** نقوم بتحميل البرنامج من الموقع التالي: http://www.R-project.org. بعد الدخول في موقع البرنامج نضغط على (CRAN) في يسار الشاشة، كما هو موضح بالسهم، ثم نختار (Algeria)، ننتقل إلى صفحة أخرى ونقوم باختيار نظام التشغيل مثلا (Windows) ثم ننقر على (install R for the first time) ثم نحمل النسخة الأخيرة بالنقر على (Download R 3.2.3 for

Windows). بعدها نقوم بتصيبه على القرص الصلب. هذا بالنسبة إلى اللذين يملكون نظام التشغيل (Windows) حيث يمكن تحميل البرنامج الذي يتوافق مع أنظمة التشغيل الأخرى مثل (Linux and Mac OS X).



الشكل (1): الموقع الالكتروني لتحميل البرنامج (R)

– **الخطوة الثانية:** بعد تحميل البرنامج إلى القرص الصلب نقوم بعملية التنصيب على الكمبيوتر. وللقيام بالتحليلات الإحصائية في البرنامج يجب تحميل بعض الحزم الاحصائية (R-packages) ومتطلباتها. لحساب معامل (ألفا) يجب تحميل الحزمة الاحصائية (psych)، التي قام بتطويرها (Revelle, 2015).

ولكي نقوم بتحميلها نتبع الخطوات التالية: نقوم بفتح واجهة البرنامج بالضغط على الأيقونة في سطح المكتب، وفي القائمة نقوم بالضغط على (Packages) ثم ((Install package(s)). بعدها تظهر نافذة تحتوي على أسماء البلدان وهي عبارة عن جهاز كمبيوتر نقوم بتحميل الحزمة منه، لا توجد الجزائر في هذه القائمة، لكن يمكن اختيار أي بلد آخر من القائمة دون مشكلة، مثلا إيطاليا. بعد ذلك تظهر نافذة أخرى تحتوي على قائمة طويلة من الحزم مرتبة أبجديا نقوم باختيار تحميل حزمة (Psych) مع جميع متطلباتها بالضغط على (OK).

– **الخطوة الثالثة:** بعد تحميل الحزمة الإحصائية نبدأ حساب معامل (ألفا) الرتبي:

- نقوم بالضغط على أيقونة البرنامج في سطح المكتب لتظهر لنا نافذة البرنامج.
- نقوم بجلب ملف البيانات الخام لدرجات قائمة الرهاب لاجتماعي (SPIN)، وذلك بواسطة كتابة الأمر التالي في البرنامج:

```
alpha<-foreign::read.spss("D:/Data/spin.sav",to.data.frame=TRUE)
```

طلبنا من البرنامج أن يجلب لنا ملف البيانات (spin.sav) من جهاز الكمبيوتر، وأن يتعرف عليه في التحليل تحت اسم (alpha).

– نقوم باستدعاء الحزمة الإحصائية اللازمة للتحليل بواسطة الأمر التالي:

```
library(psych)
```

– بعدها نطلب من البرنامج أن يحسب مصفوفة الارتباط (بوليكوريك) بواسطة الأمر التالي:

```
matrix<- polychoric(alpha)
```

طلبنا من البرنامج أن يحسب مصفوفة الارتباط من البيانات الخام (alpha)، وأن يقوم بحفظها تحت اسم (matrix).

– لحساب معامل الثبات (ألفا) الرتبي نكتب الأمر التالي:

```
alpha(matrix$rho)
```

– لحساب قيمة معامل (ألفا) بواسطة مصفوفة الارتباط (بيرسون) نقوم بكتابة الأمر التالي:

```
alpha(alpha)
```

هنا اسم البيانات الخام بين قوسين كما حددناه هو (alpha).

للاطلاع على كل الأوامر أنظر الملحق (1)، وبالنسبة لنتائج التحليل انظر الملحق (2)

جدول (3): قيمة معامل (ألفا) و(ألفا) الرتبي

	عدد البنود	معامل (ألفا)	معامل (ألفا) الرتبي
قائمة الرهاب الاجتماعي	17	0.76	0.80

نلاحظ من الجدول (3) أن كل قيمة معامل (ألفا) الرتبية أكبر من قيمة معامل (ألفا) بـــ 0.04 الاستنتاج.

إن نتيجة حساب معامل (ألفا) الرتبي في المثال أسفرت عن قيمة أكبر من معامل (ألفا). وهذا يتفق مع ما جاءت به الدراسات (Gadermann et al., 2012; Zumbo et al., 2007)، حيث يقدم (ألفا) الرتبي أدق تقدير لقيمة الثبات الحقيقي بغض النظر عن عدد الاستجابات (من مقياس ليكرت)، أو توزيع البيانات (طبيعي أو غير طبيعي)، حيث أن معامل (ألفا) تقل دقته كلما انحرفت البيانات عن التوزيع الطبيعي وقل عدد الاستجابات. نلاحظ من النتيجة المعروضة في الجدول رقم (03) بأن الفرق بين القيمتين كان ضئيلا نوعا ما وذلك راجع إلي توفر افتراض أحادية البعد، واقتراب البيانات من التوزيع الطبيعي، وعدد الاختيارات الذي بلغ خمسة مما يجعل معامل (ألفا) لا يسيء تقدير الثبات الحقيقي بصورة كبيرة جدا. إن هذا يجعلنا نحث الباحثين على استخدام معامل (ألفا) الرتبي مع البيانات الرتبية بسبب أفضليته لتقدير الثبات الحقيقي، وتزيد ضرورة استخدامه كلما كان توزيع البيانات بعيد عن التوزيع الطبيعي وكلما قل عدد الاستجابات على البنود لأن معامل (ألفا) حساس جدا لانتهاك هذه الافتراضات عكس معامل (ألفا) الرتبي.

لقد قام الباحث بإعطاء مثال توضيحي للخطوات بأبسط طريقة ممكنة لتكون دليلا للباحثين لاستخدام معامل (ألفا) الرتبي والتعود على البرنامج (R) الذي يوفر هذه الميزة التي لا تتوفر في العديد

من البرامج الأخرى خاصة (SPSS)، لأنه على الرغم من العدد الكبير من البرامج الاحصائية إلا أن الباحثين يستخدمون عددا قليلا منها، فحسب علم الباحث ومن خلال عروض التكوين من بعض الجامعات، ومراكز التدريب في الجزائر، وخاصة خلال تصفح الباحث لموقع الفيسبوك وجد أنها تركز على توفير تدريبات على برنامج (SPSS) فقط من دون التطرق لبرامج أخرى، قد تكون أفضل بكثير منه. وهذا لسهولة استخدامه، فلو نريد حساب معامل (ألفا) مثلا في هذا البرنامج، نكتفي بعمل 5 نقرات على الفأرة للقيام بذلك، لكن أساس البحث العلمي هو الوصول إلى أدق النتائج الممكنة، فعلينا ألا نضحي بهذه الدقة من أجل سهولة استخدام برنامج معين.

في الأخير يمكن القول بأن كل من يقوم ببناء اختبار جديد يهدف الحصول على أعلى قيم لمعاملات الثبات وخاصة معامل (ألفا)، فهذا سيدعم جودة الاختبار وفعاليته في قياس السمة الكامنة التي وضع لقياسها، ويعطي واحد من الأدلة على صدق الاستدلال بدرجاته. ونفس الأمر ينطبق على الباحثين الذين يستخدمون اختبارات جاهزة ويقومون بنقلها ليعطوا مبررا إضافيا على اختيارها. وبما أن في العلوم الاجتماعية معظم البيانات تكون رتبية فمعامل (ألفا) الرتبي يعطي أحسن تقدير للثبات الحقيقي من معامل (ألفا). القيم العالية لمعامل الثبات قد تكون مهمة جدا في حال استخدام درجات الاختبار في تشخيص اضطراب معين أو المقارنة بين الأفراد وانتقائهم، لأن القيم المرتفعة تدل على دقة قياس بنود الاختبار للسمة الكامنة المستهدفة، وكذلك انخفاض نسبة الأخطاء العشوائية للقياس التي تؤثر في دقة درجات الاختبار. لذلك استخدام معامل (ألفا) الرتبي قد يجعل من اختبارات معينة أدوات مقبولة للاستخدام لأن قيمه تكون أقرب للثبات الحقيقي، خاصة عندما تكون البيانات ذات توزيع غير طبيعي، وعندما يكون عدد الاختيارات قليل مثلا 3 اختيارات. في حين قد يجعل معامل (ألفا) نفس هذه الاختبارات أدوات غير مقبولة. وبالتالي من الأفضل استخدام معامل (ألفا) الرتبي. ففي هذا السياق نستشهد بدراسة (Zumbo et al., 2007) الذين ذكروا بأنه عندما يكون معامل الثبات النظري (0.80)، ومع وجود التواء في توزيع البيانات (2−)، وعدد الاستجابات (3)، فإن معامل (ألفا) كان (0.665) ومعامل (ألفا) الرتبي (0.798). فبغض النظر عن اقتراب معامل (ألفا) الرتبي من معامل الثبات النظري، فعند اعتماد محك معامل الثبات المقبول (0.70) لنونالي (Nunnally, 1978) يصبح هذا الاختبار مرفوضا عند استخدام معامل (ألفا) لأن قيمته أصغر من المحك وهي (0.665). أما عند استخدام معامل (ألفا) الرتبي فإن هذا الاختبار نفسه يصبح مقبولا، لأن قيمته كانت (0.789) وهي أعلى من قيمة محك نونالي المقترح.

رغم أنه في الغالب لا توجد قيمة محددة لقبول معامل الثبات لأنها تعتمد على مدى أهمية القرارات والأحكام التي سنصدرها بناء على درجات الاختبار، وبالتالي سنحدد حجم الخطأ المقبول في هذه الأحكام والقرارات. فمن المفترض أن هدف كل باحث أن يتحصل على أعلى قيم معاملات الثبات لتزيد ثقته في دقة درجات الاختبار، ويعطي الدليل على تحكمه بشكل أكبر في الأخطاء العشوائية. مما يجعله واثقا بصورة أكبر في القرارات والأحكام التي سيصدرها بناء على درجات هذا الاختبار. كما

يمكن أن يعطيه مبررا إضافيا لاستخدامه. لهذا يصبح استخدام معامل (ألفا) الرتبي مع البيانات الرتبية أمر ضروري لاقترابه من قيمة الثبات الحقيقي مقارنة بمعامل (ألفا)، وذلك لملاءمته للبيانات الرتبية التي تعد النوع الغالب في العلوم الاجتماعية، وعدم الاضطرار للتعامل مع هذه البيانات كأنها بيانات كمية متصلة، خاصة إذا توفرت لدينا الأساليب الإحصائية، والبرامج الإحصائية التي تسمح لنا بالتعامل مع البيانات الرتبية حسب طبيعتها. وهذا سعيا وراء دقة النتائج التي من المفترض أنها الغاية المنشودة لكل باحث موضوعي.

قائمة المراجع

Bentler, P.A. (2009). Alpha, dimension-free, and model-based internal consistency reliability. Psychometrika, 74(1), 137-143.

Bonanomi, A., Cantaluppi, G., Ruscone, N.M., and Osmetti A.G. (2015). A new estimator of Zumbo's Ordinal Alpha: a copula approach. Quality and Quantity, 49(3), 941-953.

Cohen. J., Cohen. P., West. S.G., and Aiken. L.S. (2003). Applied Multiple Regression/Correlation Analysis for the Behavioral Sciences. 3 Edition. Lawrence Erlbaum Associates, Inc.

Cortina, J.M. (1993). What is coefficient alpha? An examination of theory and applications. Journal of Applied Psychology, 78(1), 98-104.

Cronbach, L.J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. Psychometrika, 16(3), 297-334.

Cronbach, L.J. (2004). My current thoughts on coefficient alpha and successor procedures. Educational and Psychological Measurement, 64(3), 391–418.

Flora, D. B., & Curran, P. J. (2004). An empirical evaluation of alternative methods of estimation for confirmatory factor analysis with ordinal data. Psychological Methods, 9(4), 466–491.

Gadermann, A., Zumbo, D.B., and Guhn, M. (2012). Estimating ordinal reliability for Likert-type and ordinal item response data: A conceptual, empirical, and practical guide .Practical Assessment, Research & Evaluation, 17(3), 1-13

Gadermann, A., Zumbo, D.B., and Guhn, M. (2014). Ordinal Alpha. In Alaxe C. Michalos (Ed.), Encyclopedia of Quality of Life and Well-Being Research, (pp. 4513-4515). Springer.

Garson, D .(2012). Testing Statistical Assumptions. North Calorina state University. www.statisticalassociates.com.

Graham. J.m. (2006). Congeneric and (Essentially) Tau-Equivalent Estimates of Score Reliability What They Are and How to Use Them. Educational and Psychological Measurement, 66(6), 930-944.

Green, S.A., and Yang, Y. (2009a). Commentary on coefficient alpha: a cautionary tale. Psychometrika, 74(1). 121-135.

Green, S.A., and Yang, Y. (2009b). Reliability of summed item scores using structural equation modeling: an alternative to coefficient alpha. Psychometrika, 74(1). 155-167.

Huysamen, G.K. (2006). Coefficient alpha: unnecessarily ambiguous; unduly ubiquitous. Journal of Industrial Psychology, 32(4), 34-40.

Jöreskog, K.G., and Moustaki, I. (2001). Factor Analysis of Ordinal Variables: A Comparison of Three Approaches. Multivariate Behavioral Research, 36(3), 347-387.

Jöreskog, K.G. (2005). Structural equation modeling with ordinal variables using LISREL. www.ssicentral.com/lisrel/techdocs/ordinal.pdf.

Kuder, G.F., and Richardson, M.W. (1937). The theory of the estimation of test reliability. Psychometrika. 2(3), 151-160.

Miller, M.B. (1995). Coefficient alpha: A basic introduction from the perspectives of classical test theory and structural equation modeling. Structural Equation Modeling, 2, 255–273.

Nunnally. J.C., and Bernstein. I.H. (1978). Psychometric Theory. 2 Edition. McGraw-Hill, INC.

Nunnally. J.C., and Bernstein. I.H. (1994). Psychometric Theory. 3Edition. McGraw-Hill, INC.

Rae, G. (2006). Correcting Coefficient Alpha for Correlated Errors: Is αK a Lower Bound to Reliability? Applied Psychological Measurement, 30(1), 55-59.

Raykov. T., and Marcoulides. G.A., (2006). A First Course in Structural Equation Modeling. Second Edition. Lawrence Erlbaum Associates, Inc.

Reckase, M. D. (1979). Unifactor latent trait models applied to multi-factor tests: Results and implications. Journal of Educational Statistics, 4(3), 207-230.

Revelle, W. (2015). Procedures for Psychological, Psychometric, and Personality Research. http://personality-project.org/r/psych-manual.pdf.

Revelle, W., and Zinbarg, R.E. (2009). Coefficients alpha, beta, omega and the glb: comments on Sijtsma. Psychometrika, 74(1), 145-154.

Ritter, N.L. (2010). Understanding a Widely Misunderstood Statistic: Cronbach's α. Paper presented at the annual meeting of the Southwest Educational Research Association, New Orleans, February 18, 2010.

Schmitt, N. (1996). Uses and abuses of coefficient alpha. Psychological Assessment, 8(4), 350-353.

Sijtsma, K. (2009a). On the use, the misuse, and the very limited usefulness of Cronbach's alpha. Psychometrika, (74)1, 107-120.

Sijtsma, K. (2009b). Reliabiliy beyond theory and into practice. Psychometrika, (74)1, 169-173.

Zumbo, B. D. (1999). A glance at coefficient alpha with an eye towards robustness studies: Some mathematical notes and a simulation model (Paper No. ESQBS-99-1). Prince George, B.C.: University of Northern British Columbia. Edgeworth Laboratory for Quantitative Behavioral Science.

Zumbo, D.B. (2007).Validity: Foundational Issues and Statistical Methodology. In Marepalli B. Rao and C.R. Rao (Ed.), Handbook of Statistics, Vol. 26. (pp. 45-79). Elsevier. DOI: 10.1016/S0169-7161(06)26001-2.

Zumbo, B. D., Gadermann, A. M., and Zeisser, C. (2007). Ordinal versions of coefficients alpha and theta for Likert rating scales. Journal of Modern Applied Statistical Methods, 6(1), 21-29.

Zumbo, B.D., and Rupp, A.A. (2004). Responsible modelling of measurement data for appropriate inferences: Important advances in reliability and validity theory. In D. Kaplan (Ed.), The SAGE Handbook of Quantitative Methodology for the Social Sciences (pp. 73-92). Thousand Oaks, CA: Sage Press.

ملحق (1): الأوامر المستخدمة في حساب معامل (ألفا) الرتبي

```
alpha<-foreign::read.spss("D:/Data/spin.sav",to.data.frame=TRUE)
library(psych)
matrix<- polychoric(alpha)
alpha(matrix$rho)
alpha(alpha)
```

ملحق (2): نتائج حساب معامل (ألفا) الرتبي ومعامل (ألفا)

```
> alpha<-foreign::read.spss("D:/Data/spin.sav",to.data.frame=TRUE)
Warning message:
In foreign::read.spss("D:/Data/spin.sav", to.data.frame = TRUE) :
  D:/Data/spin.sav: Unrecognized record type 7, subtype 18 encountered in system file
> library(psych)
> matrix<- polychoric(alpha)
> alpha(matrix$rho)

Reliability analysis
Call: alpha(x = matrix$rho)

  raw_alpha std.alpha G6(smc) average_r S/N
      0.8       0.8    0.82      0.19   4

 Reliability if an item is dropped:
    raw_alpha std.alpha G6(smc) average_r S/N
i1       0.79      0.79    0.81      0.19 3.8
i2       0.79      0.79    0.81      0.19 3.8
i3       0.79      0.79    0.80      0.19 3.8
i4       0.80      0.80    0.81      0.20 3.9
i5       0.79      0.79    0.80      0.19 3.7
i6       0.78      0.78    0.80      0.18 3.6
i7       0.79      0.79    0.80      0.19 3.7
i8       0.80      0.80    0.81      0.20 4.0
i9       0.79      0.79    0.80      0.19 3.7
i10      0.79      0.79    0.81      0.19 3.7
i11      0.79      0.79    0.81      0.19 3.9
i12      0.79      0.79    0.81      0.19 3.8
i13      0.78      0.78    0.80      0.18 3.6
i14      0.78      0.78    0.80      0.18 3.6
i15      0.79      0.79    0.80      0.19 3.7
i16      0.79      0.79    0.80      0.19 3.7
i17      0.78      0.78    0.80      0.18 3.6

 > alpha(alpha)

Reliability analysis
Call: alpha(x = alpha)

  raw_alpha std.alpha G6(smc) average_r S/N   ase mean   sd
      0.76      0.76    0.77      0.16 3.2 0.012  1.3 0.56

 lower alpha upper     95% confidence boundaries
0.74 0.76 0.78
```

Reliability if an item is dropped:

	raw_alpha	std.alpha	G6(smc)	average_r	S/N	alpha se
i1	0.75	0.75	0.76	0.16	3.1	0.013
i2	0.75	0.75	0.76	0.16	3.0	0.013
i3	0.76	0.76	0.77	0.16	3.1	0.013
i4	0.76	0.76	0.77	0.16	3.2	0.012
i5	0.75	0.75	0.76	0.16	3.0	0.013
i6	0.74	0.74	0.75	0.15	2.9	0.013
i7	0.75	0.75	0.76	0.16	3.0	0.013
i8	0.76	0.76	0.77	0.17	3.2	0.012
i9	0.75	0.75	0.75	0.16	3.0	0.013
i10	0.75	0.75	0.76	0.16	3.0	0.013
i11	0.76	0.76	0.76	0.16	3.1	0.013
i12	0.75	0.75	0.76	0.16	3.0	0.013
i13	0.74	0.74	0.75	0.15	2.9	0.013
i14	0.74	0.74	0.75	0.15	2.9	0.013
i15	0.74	0.75	0.75	0.15	2.9	0.013
i16	0.75	0.75	0.76	0.16	3.0	0.013
i17	0.74	0.74	0.75	0.15	2.9	0.013