دلالة الفروق بين معاملات ألفا عبر المجموعات المستقلة لآراء طلاب الثانوية العامة المتقدمين لاختبار القدرات الموحد ٢٠١٩/ ٢٠٢٠ لوزراة التعليم العالي المصرية

إعداد

د. محمود علي موسى*

مقدمة

وصف Peterson (1994) الثبات بأنه أسلوب من التبسيط في فئتين لحساب معاملات الثبات أحدهما (١) تعتمد على البيانات الطولية longitudinal data (مثل معامل الثبات بطريقة الاختبار وإعادة تطبيق الاختبار)، والأخرى (٢) وتعتمد على البيانات المستعرضة cross-sectional data (مثل معامل الثبات بالاتساق الداخلي ومعاملات التكافؤ).

ويرى أن الثبات مقياساً للاتساق الداخلي ويعبر عن نسبة تباين الاختبار التي تعزى إلى العامل العام. ويعتبر تباين مفردة بعينها أو كونها فريدة هي خطأ. ويعامل معامل ألفا على أنه متوسط معاملات الارتباط بين مصفوفة المفردات للمقاييس الأحادية (Schmitt, 1996). وأكد Cronbach (1951) أن الثبات للمقاييس متعددة الأبعاد لا يمكن تقديره إلا عن طريق الارتباطات بين درجات الأبعاد في الصور المتوازية من نفس الاختبار الذي يتكون من نفس البناء العاملي.

ويشير معامل ألفا إلى متوسطات معاملات الارتباط بين المفردات بمصفوفة مفردات المقياس، فإذا كانت معامل ألفا مساوياً للصفر فهذا يعني أن جميع الارتباطات للمفردات المشتركة صفراً، أما في حالة القيم العالية نسبياً فيكون شكل انتشار الارتباطات للمفردات المشتركة كبيراً جداً. ويضيف تحفظاً في أن الارتباطات بين المفردات عندما تتوزع في انتشاراً كبيراً فهذا قد يعني أن المقياس متعدد الأبعاد، أو قد يكون هناك خطأ في انتقاء العينة أدى إلى تقديرات مضللة لمعاملات الارتباط (Schmitt, 1996). وقد قدم Feldt (1969) افتراضات لتوزيعات تحاول حساب الخطأ المعياري لتقديرات ألفا في حالة اختبار تساوي المعالم حول عينات مستقلة.

* مدرس القياس والتقويم النفسي – كلية التربية بالإسماعيلية، جامعة قناة السويس

وفي حالة تعدد العوامل المكونة للمقياس فمن الممكن أن تكون المقاييس القصيرة من حيث عدد المفردات أعلى في معاملات ألفا عن مقياس أطول في عدد مفرداته لكنه يحتوي على أبعاد بالأخص في المقاييس ذات تدريج استجابة يتبع المستوى الرتبي (Voss, Stem & Fotopoulos, 2000). ويتأثر معامل ألفا بوجود بيانات غائبة ويعطي نتائج مضللة (Tavakol & Dennick, 2011).

كما أن نزعة ميل الاستجابة على المقياس والتي تعبر عن ميل المستجيب إلى اتخاذ المركز الوسطي (لا رأي) عندما يواجه المستجيب مفردات يفتقر إلى الخبرة بها، أو ليس لديه رأي راسخ أو دليل دامغ في علاقته بها، أو أنه غير قادر على تحديد درجة مشاركته بها، وبالتالي فالمستجيب يأخذ الطريق الأسهل ويعطي استجابات محايدة مما يسبب تضخم في قيم معاملات ألفا الناتجة كما حددت دراسة Voss et al. (2000). كما أن عشوائية الاستجابات على مفردات المقياس تعطي تقديرات متدنية لمعاملات ألفا حتى في حالة المفردات الأعلى (ن=٥٠٠ مفردة) كما حددت دراسة Bardo & Hughey (1978).

أما في حالة تساوي مفردات الاختبار وتدريج الاستجابة ولكن مع اختلاف عينات المستجيبين على المقياس، فإن الباحث النفسي في هذه المرحلة يكون في حاجة لاختبارات استدلالية لطبيعة التغير في معاملات ألفا عبر هذه العينات. وقد يرغب الباحث في تقييم التأثير على ثبات برنامج تدريبي للمقيمين أو دراسة آثار الثبات للتغيرات باستخدام اختبارات فارقة ذي ذيلين لفرضية تساوي معاملات الثبات عبر العينات المستقلة (Feldt, 1980). ويكون الاختبار مناسباً مع العينات الصغيرة نسبياً $N \leq 50$ وعدد مفردات ($K= 2 \text{ or } 3$) للاختبار (Kim & Feldt, 2008).

وينخفض الخطأ من النوع الأول في نتائج دراسة Kim & Feldt (2008) والتي اختبر دلالة الفروق بين معاملات ألفا لثلاثة مجموعات مستقلة وارتفعت القوة الاحصائية. بينما انخفضت القوة الاحصائية في دراسة (Feldt & Kim, 2006) بسبب صغر الفروق بين α_1 و α_2. ويرجع الباحث هذا تربوياً إلى عدم مناسبة صورة الاختبار نفسها إلى طبيعة تخصص معين، أو احتياجات مجموعات التطبيق، علاوة على ذلك فإن تدريج الاستجابة الأكبر يعطي تقديرات أدق بالنسبة لمعاملات ألفا.

طبيعة معامل ألفا كرونباخ:

يعتبر معامل الثبات ألفا أحد معاملات الاتساق الداخلي للاختبار والذي أبدعه Cronbach (1951) ولاقى رواجاً كبيراً في الدراسات النفسية والاجتماعية. وهناك غموض في التفريق بين استخدام التجانس والاتساق الداخلي كمترادفين، فيشير الاتساق الداخلي إلى العلاقة التبادلية بين مجموعة المفردات، في حين يشير التجانس إلى أحادية البعد التي تنتظم حوله تلك المفردات، ويعتبر الاتساق الداخلي شرطاً ضرورياً لحدوث التجانس لكنه غير كاف (Schmitt, 1996).

وبالنظر في الدراسات النفسية، فقد توجهت معظمها في التركيز على استخراج حول معاملات ألفا المقبولة وتلخصت فيما يلي (Cortina, 1993; Cronbach, 1951):

١. ألفا هو متوسط معاملات التجزئة النصفية. بينما عرفها سبيرمان معامل التجزئة النصفية على أنها العلاقة بين نصفي الاختبار، ويعتمد حسابه على طول الاختبار الكامل بواسطة معادلة سبيرمان براون الخاصة بثبات للتجزئة النصفية كالتالي:

$$r = \frac{2r_{12}}{1+r_{12}}$$

حيث أن r هي معامل التجزئة النصفية، بينما r_{12} هي معامل الارتباط بين نصفي الاختبار. وفي حالة استخدام معامل التجزئة النصفية، فإن معامل ألفا كرونباخ يساوي متوسط ثباتات التجزئة النصفية إذا وفقط إذا كانت الانحرافات المعيارية للمفردات متساوية.

٢. ألفا هو الحد الأدنى لثبات الاختبار.

٣. ألفا هو التشبع التام Saturation على العامل العام. وعندما تكون مجموعة المفردات بمعامل ألفا عالية فإن هذا يعني بالضرورة أنها أنها تتمحور حول عامل عام.

٤. ألفا هو معامل أكثر عمومية من معامل كيودر ريتشاردسون للتكافؤ؛ وذلك لأن معامل كيودر ريتشاردسون لا ينطبق إلا على المفردات الموضوعية (1 ,0)، في حين أن معامل ألفا ينطبق على أي مجموعة من المفردات بغض النظر عن مقياس الاستجابة (متصلة، ترتيبي، ثنائي، ... إلخ).

ويعتبر معامل كيودر ريتشاردسون KR_{21} و KR_{20} حالات خاصة من معاملات ألفا الناتج عن متوسط معاملات الثبات التجزئة النصفية الناجمة عن انقسامات الممكنة للاختبار. وأشار عبد الناصر عامر (٢٠١٩) أن طريقة KR_{20} هي مكافيء لطريقة ألفا عندما تكون الأسئلة موضوعية وتصحح (0, 1).

والثبات عبارة عن درجة خلو المقاييس من الخطأ وبالتالي الحصول على نتائج متسة، وبالتالي فالثبات محدداً رئيسياً للصدق البنائي (Peterson, 1994). وأشار Cronbach (1951) لمفهوم الثبات بأنه ما إذا كان مصمم الاختبار على حق في توقع إعطاء مفردات الاختبار لتفسيرات معينة حول تباينات والأختلافات الفردية بين مستجيبي الاختبار. ويرى عبد الناصر عامر (٢٠١٩) أن هذا التباين يرجع إلى مصدرين للتباين هما:

- الإختلاف الفعلى عبر الأفراد فى الظاهرة التى يقيسها مفردات المقياس (التباين الحقيقى فى المتغير الكامن).
- الخطأ وهو التباين البواقى غير المفسر فى درجات المقياس (كأن تتضمن المفردة معنين، أو مفردة مركبة، أو يشوبها تشوش في معناها).

ويجزيء معامل ألفا التباين الكلى بين مجموعة من المفردات إلى مكونين أحدهما التباين الحقيقيى والأخر تباين الخطأ. وتعبر قيمة ألفا عن التباين الفعلى الكلى بين المفردات التى تعزى إلى المتغير الكامن أو البناء التحتى للسمة وليس إلى شئ أخر. ويمكن التعبير عن ألفا كالأتى (عبد الناصر عامر، ٢٠١٩):

$$\alpha = 1 - \text{error variance}$$

وطور Cronbach (1951) معامل ألفا كرونباخ كمقياس للاتساق الداخلي لمقياس متعدد المفردات وصاغه في المعادلة الآتية:

$$\alpha = \frac{\mathrm{K}}{\mathrm{K}-1}\left[1 - \frac{\sum si^2}{s_T^2}\right]$$

حيث أن K عدد المفردات، و $\sum si^2$ مجموع تباينات درجات الأسئلة او المفردات، و s_T^2 تباين مجموع الدرجات للأسئلة. وبالتالي فحساب معامل ألفا طبقاً للمعادلة السابقة دالة في طول الاختبار (Schmitt, 1996).

وفي حالة الاختبارات المتوازية ذات الصيغ العشوائية ذات نفس المحتوى الواحد (الموزعة بصورة عشوائية للمفردات) تختلف بصورة طفيفة عن معامل ألفا الناتج لنفس الاختبار المتطابقة تماماً بصورة مقيدة (Cronbach, Schönemann & McKie, 1965).

محددات استخدام معامل ألفا كرونباخ:

أشار عبد الناصر عامر (٢٠١٩) إلى المحددات الرئيسية مع استخدام المعامل الفا كمقياس للاتساق الداخلى والتي تتلخص فى:

- اعتماده على مسلمات من الصعب تحقيقها وهى افتراض أن كل المفردات متساوية من حيث الجودة والدقة كمؤشرات للمتغير الكامن أو البناء الوحيد.
- عدم تحقق هذه المسلمات يسبب تضخم أو تقلص لمعامل ألفا؛ وهذا من الصعب تحقيقه إذ تختلف المفردات من حيث جودتها من مفردة إلى أخرى وكذلك يمكن عدم تحقق الأحادية البعد للمقياس خاصة إذا كان المقياس يتضمن مجموعة من المفاهيم المتمايزة مثل: الشخصية أو الاتجاهات وغيرها من المفاهيم بشكل تام. فمثلاً مقياس القلق فإنه يتضمن بعض المفردات التى تبدو أنها تتداخل مع الاكتئاب وهذا لا يؤدى إلى أن المفردات تستخلص نفس القدر من تباين المتغير الكامن وهذه أهم مسلمات النظرية الكلاسيكية لأن أحادية البعد للمفردات تفترض أن التباين المشترك بين كل مفردتين هو نفسه لمعامل ارتباط المفردة بالمتغير الكامن وعلى الرغم أن المعامل ألفا هو الحد الأدنى للثبات إلا أنه يحدث له تضخم نتجة زيادة عدد مفردات المقياس.
- ألفا بعد حذف المفردة Alpha if item deleted والمدخل العام المستخدم لتحديد تأثير حذف المفردة من المقياس على الثبات الإجمالى لا يعكس هذا التاثير على ثبات مجتمع للمفردات وذلك للوصول إلى أفضل مجموعة من المفردات الممثلة لبناء التحتى. فيمكن أن تزداد ألفا لعدة أسباب وليس نتيجة زيادة فى الدرجة الحقيقية وهذا الحذف قائم على أساس ان كل المفردات لها نفس القدر المتساوى من تباينات الأخطاء ولكن هذا لا يمكن تحقيقه فى

تطبيقات ألفا ولكن اخطأ القياس الواقعة على المفردات مختلفة عن بعضها البعض، بالتالى فإن حذف المفردة ربما لأنها لا تمتلك تباين من الدرجة الحقيقية ولكنها أقل خطأ تباين.

- عرض تقدير المعامل ألفا فى قيمة تقديرية واحدة بدون فترات الثقة حول هذا التقدير فإنه يصعب الثقة فى هذا التقدير وهذا مادعا كثير من الباحثين إلى إجراء اختبارات الفروض حول المعامل ألفا.

وحدد (Feldt, Woodruff & Salih, 1987) ببعض المشكلات التي تتعلق بطبيعة العينات عند استخدام معامل ألفا:

- اختبار الفرضية القائلة بأن معامل ألفا يساوي قيمة محددة لمجموعة معينة المجتمع الأصلي للدراسة.
- تقدير فترات الثقة لمعاملات ألفا.
- اختبار فرضية تساوي معلمين أو أكثر اعتماداً على تقديرات تستند إلى عينات مستقة.
- اختبار فرضية التساوي اعتماداً على تقديرات مختلفة لنفس العينة.
- الحصول على تقديرات غير متحيزة لقيمة معالم المجتمع حول ألفا.

إجراءات الحساب للمقارنات بين معاملات ألفا عبر القياسات المستقلة:

يقترب احصاء معاملات ألفا المستقلة المحسوب من توزيع F ذات درجات حرية d_1 و d_2 مع العينات الصغيرة والكبيرة (Alsawalmeh & Feldt, 1992). وتعتمد إجراءات Feldt (1990) في حالة العينات الكبيرة N > 1000 على تحويلات Z Fisher's واختبار النسبة للاحتمالات P Cramer's وذلك بسبب أن اختبار الفروق بين معاملات ألفا عبر المجموعات المستقلة تعاني من مشكلات عدم تحقق تجانس المجموعات المستقلة ذات الأحجام الكبيرة في العدد (Feldt, 1980; Kraemer, 1981).

ويشير الفرض الصفري إلى تساوي المعالم عبر المجموعات المستقلة لمعاملات ألفا للاختبار ويكون الفرض على الصيغة $H_0: \rho_1 = \rho_2$. حيث أن ρ_1 هي معامل ألفا لمجتمع العينة الأولى، بينما ρ_2 هي معامل ألفا لمجتمع العينة الثانية. ويمكن اختبار الفرض الصفري احصائياً كما حدد Alsawalmeh & Feldt (1992) من خلال المعادلات التالية:

$$C_1 = (N_1 - 1)(k_1 - 1)$$
$$C_2 = (N_2 - 1)(k_2 - 1)$$

حيث أن N_i هي عدد الطلاب، و K_i عدد المفردات لكل اختبار i بعد الحذف المفردات منه.

ويمكن حساب درجات الحرية المعيارية v_1 و v_2 لكلا مجتمعين العينة الأولى والثانية من خلال المعادلات التالية (Feldt, 1980):

$$v_1 = \frac{(N_1 - 1)K_1}{1 + (K_1 - 1)\rho_1^2}$$
$$v_2 = \frac{(N_2 - 1)K_2}{1 + (K_2 - 1)\rho_2^2}$$

ويكون متوسط التوزيع العيني للتوزيع F للمجموعة الأولى والتباين على النحو التالي:

$$E(F_1) = \frac{v_1}{v_1 - 2} - \frac{2(1 - \rho_1)}{K_1(N_1 - 1)}$$

ويكون التباين على النحو التالي للمجموعة الأولى:

$$Var(F_1) = \frac{2v_1^2(C_1 + v_1 - 2)}{c_1(v_1 - 4)(v_1 - 2)^2} - \frac{4(1 - \rho_1)}{K_1(N_1 - 1)}$$

ويكون متوسط التوزيع العيني للمجموعة الثانية والتباين على النحو التالي:

$$E(F_2) = \frac{v_2}{v_2 - 2} - \frac{2(1 - \rho_2)}{K_2(N_2 - 1)}$$

ويكون التباين على النحو التالي للمجموعة الأولى:

$$Var(F_2) = \frac{2v_2^2(C_2 + v_2 - 2)}{C_2(v_2 - 4)(v_2 - 2)^2} - \frac{4(1 - \rho_2)}{K_2(N_2 - 1)}$$

ولحساب المتوسط الحسابي والتباين للتوزيع العيني على النحو التالي:

$$M = \frac{E(F_1)}{E(F_2)} + \frac{E(F_1)Var(F_2)}{E^3(F_2)} - \frac{Cov(F_1, F_2)}{E^2(F_2)}$$

بينما يحسب التباين للتوزيع من المعادلة التالية:

$$V = \left[\frac{E(F_1)}{E(F_2)}\right]^2 \left[\frac{Var(F_1)}{E^2(F_1)} + \frac{Var(F_2)}{E^2(F_2)} - \frac{2Cov(F_1, F_2)}{E(F_1)E(F_2)}\right]$$

وفي حالة تساوي مفردات الاختبار لمجموعتين مستقلتين يكون التغاير مساوياً.

وفي ضوء التقريب للقيمة المتوقعة M والتباين V ويمكن الحصول على درجات الحرية df الخاص بالبسط d_1 بينما المقام d_2 للتوزيع F المرغوب من خلال زوج المعادلات التالي:

$$d_2 = \frac{2M}{M-1}$$

ويمكن حساب درجة الحرية الأخرى من المعادلة:

$$d_1 = \frac{2d_2^3 - 4d_2^2}{V(d_2-2)^2(d_2-4) - 2d_2^2}$$

وتكون قيمة الاحصاء المحسوبة باستخدام معامل ألفا عبر قياسات مستقلة على النحو التالي:

$$T = \frac{1-\rho_2}{1-\rho_1}$$

ويتم حساب الاحتمالية ($F_{d1,\ d2} > T$) P فإذا كانت أكبر من $\alpha/2$ – 1 أو أقل من $\alpha/2$ يمكن رفض الفرض الصفري وهو $H_0: \rho_1 = \rho_2$ (Feldt, 1969). ولحساب قيمة T لابد من تتحقق المتباينة NK > 100 (Feldt & Kim, 2006).

مشكلة الدراسة

تختلف طبيعة شعبتي التربية الفنية والموسيقية بكلية التربية من حيث المهارات الأساسية والاستعدادات المطلوبة للالتحاق بهذين الشعبتين من ناحية. ومن ناحية أخرى فهناك مهارات أدائية سواء حركية أو تآزرية أو سمعية مطلوب تأديتها وتختلف بطبيعة كل تخصص.

علاوة على ذلك أعدت وزارة التعليم العالي استطلاع رأي لمسح أراء المتقدمين لاختبارات القدرات والتي تم تطبيقها على طلاب الثانوية المتقدمين لتأدية اختبارات القدرات للعام الجامعي ٢٠١٩/ ٢٠٢٠. ونظراً لطبيعة التخصص المختلفة بكل شعبة فقد لوحظ أثناء تحليل البيانات اختلاف نتائج الثبات لكلا الشعبتين بفارق ملحوظ. وهذا ما دعى الباحث للقيام بفعاليات الدراسة والتي يمكن تلخيص اجراءاتها في السؤال التالي: هل توجد فروق في معاملات ألفا كرونباخ عبر المجموعات المستقلة؟

هدف الدراسة

التحقق من العامل العام عبر أداة الدراسة، والتعرف على دلالة الفروق بين اختبار معامل ألفا عبر المجموعات المستقلة لنفس الأداة.

أهمية الدراسة

تقديم الدراسة تصور نظري عن توصيف ثبات الأدوات في حالة المجموعات ذات السمات الشخصية أو التخصصية أو الثقافية أو العرقية للدراسات النفسية. وتعرض الدراسة معاملات ألفا للمجموعات المستقلة بصورة استدلالية عن عرضها بصورة وصفية موضوعية كلاً بعزلة عن الأخر.

الطريقة والإجراءات

أولاً: عينة الدراسة: اختيرت العينة بصورة مقصودة من جميع الطلاب المتقدمين لاختبارات القبول لشعبتي التربية الفنية والموسيقية بكلية التربية بالاسماعيلية، جامعة قناة السويس، للعام الأكاديمي ٢٠١٩/ ٢٠٢٠. وبلغ عدد المستجيبين على استطلاع الرأي عقب أداء اختبار القدرات الموحد ٣٢ طالب وطالبة بشعبة التربية الموسيقية و ٨٤ بشعبة التربية الفنية.

ثانياً: استطلاع رأي الطلاب حول الاختبارات الموحدة لقدرات طلاب الثانوية العامة:

أعد المقياس مجموعة من الخبراء بوزارة التعليم العالي المصرية. وطبق المقياس على طلاب الثانوية العامة المتقدمين لاختبارات القدرات للعام الأكاديمي ٢٠١٩/ ٢٠٢٠. وأعد هذا الاستطلاع للتعرف على أراء طلاب الثانوية العامة في محتوى الاختبارات القدرات الموحدة الصادرة عن وزارة التعليم العالي. وتكون استطلاع الرأي من ٢٢ مفردة. وقد كانت المفردات رقم ٣ و ١٥ و ١٩ و ٢٢ سالبة في صياغتها.

ثالثاً: الإجراءات: طبقت أداة الدراسة على عينة من المتقدمين لتأدية اختبارات القدرات بكلية التربية بالاسماعيلية في شعبتي التربية الفنية والموسيقية. وذلك باستخدام استطلاع رأي الطلاب الذي اعدته وزارة التعليم العالي، وأن يعبر كل فرد عما يراه متوافراً لديه وهذا ليس له علاقة بنتيجة اختبار القدرات الذي أداه الطلاب نظرياً وعملياً على مدار خمسة أيام.

رابعاً: التحليل الإحصائي: تم التحليل الإحصائي في ضوء:

أ. إعادة تكويد للعبارات السالبة في استطلاع الرأي. إجراء التحليل العاملي الاستكشافي لمفردات استطلاع الرأي باستخدام طريقة المحاور الأساسية مع التدوير المائل بطريقة البروماكس وجعل عدد العوامل حره.

ب. اختبار مدى انتظام المفردات حول العامل العام باستخدام التحليل العاملي التوكيدي.

ج. تقدير معامل ألفا كرونباخ لمفردات الأداة باستخدام تحويلات Feldt (1969, 1980). وحساب قيمة قوة الاختبار الاحصائي لاختبار دلالة الفروق بين مجموعتين لمعامل ألفا كرونباخ باستخدام برنامج Matlab.

نتائج الدراسة ومناقشتها

أولاً: البنية العاملية لاستطلاع رأي الطلاب حول الاختبارات الموحدة لقدرات:

أجري التحليل العاملي الاستكشافي لمفردات استطلاع الرأي بطريقة المكونات الأساسية (PC) Principle component واستخدام التدوير المائل بطريقة البروماكس Promax وقد انتج التحليل سبعة عوامل قبل وبعد التحليل على النحو التالي:

جدول (١): تشبعات المفردات باستخدام التحليل العاملي الاستكشافي.

م	الأول	الثاني	الثالث	الرابع	الخامس	السادس	السابع
١	٠.٤٢						
٢			٠.٤٥٣				
٣	٠.٣٦						
٤	٠.٣٨			-٠.٥٥			
٥	٠.٤٢		-٠.٤٩				
٦	٠.٥٠			-٠.٤٨			
٧		٠.٥٢					
٨	٠.٥٥		-٠.٤٠				
٩	٠.٥٣	-٠.٣٣					
١٠	٠.٤٣			-٠.٣٤			
١١	٠.٣٤		-٠.٤٥		-٠.٣٦		٠.٣٠
١٢		-٠.٤١					٠.٤٩
١٣	٠.٥٣						
١٤	٠.٦٣			-٠.٣٧			
١٥		٠.٥٥	-٠.٣٢		٠.٣٦		
١٦	٠.٦٦					-٠.٣٠	
١٧		٠.٧٠					
١٨	٠.٥٩	-٠.٣٦					-٠.٤٧
١٩			٠.٣٢		٠.٤٥	٠.٦١	
٢٠				٠.٥٥	-٠.٤٦		
٢١	٠.٧٠						
٢٢	٠.٤٨				٠.٣٣		

بلغت قيمة محك KMO = 0.61 وهو ما يعني مناسبة حجم العينة بالنسبة لإجراء التحليل. تحقق محك التقارب للتحليل عند عدد ترتيبات بلغ ١١ مرة. وبلغت قيمة الجذر الكامن للعامل العام ٤.١٧ وفسر ١٨.٩٧٪ من التباين الكلي لمصفوفة الارتباط. في حين تراوحت الجذور الكامنة لبقية العوامل السبعة بين ٢.١١ إلى ١.١٢ وفسرت العوامل السبعة ٦١.٨٨٪ من التباين الكلي للمصفوفة.

أسفرت النتائج عن تشبع جميع المفردات على العامل العام مع وجود نشبعات اخرى للمفردات على عوامل أخرى وهي تشبعات سلبية يمكن حذفها. في حين تشبعت المفردة ١٢ على العامل السادس. والمفردة ١٩ على العامل الخامس. في حين

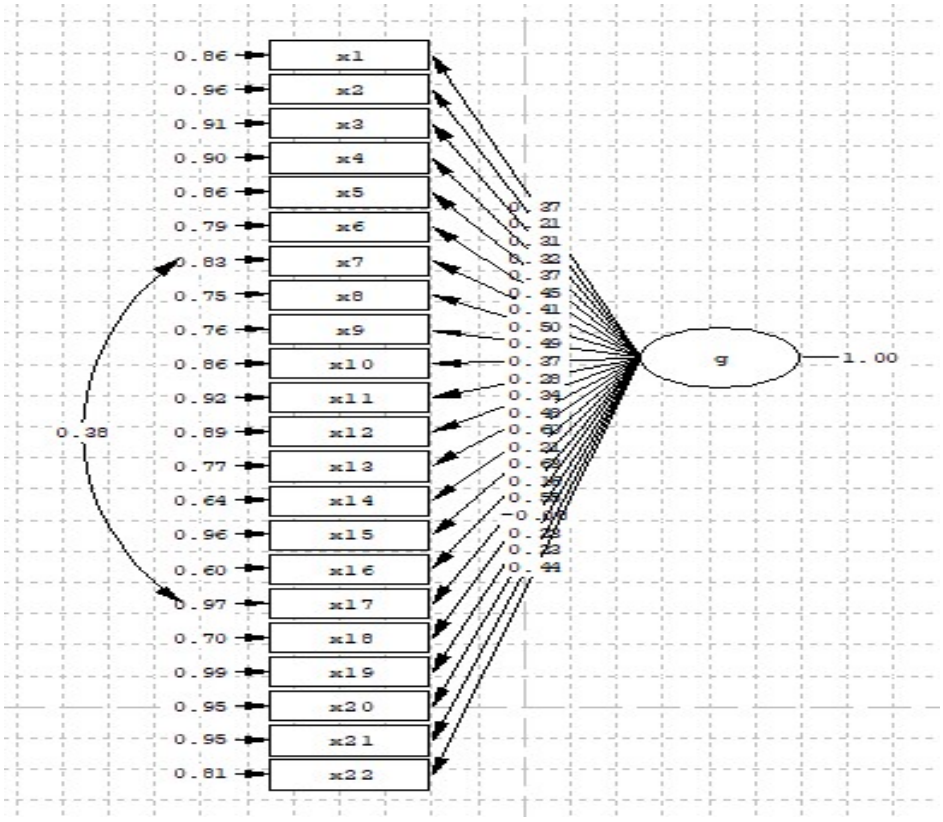
تشبعت المفردة ٢٠ على العامل الرابع. ومن تأمل النتائج لا يوجد عامل يحتوي على مفردة وحيدة حيث أن قيمة معامل ألفا لها تكون مالا نهاية وهو غير مقبول سيكومترياً.

واستخدم التحليل العاملي التوكيدي باستخدام برنامج الليزرل 8.51 LISREL وذلك للتحقق من انتظام مفردات المقياس حول العامل العام، وقد كانت مؤشرات المطابقة على النحو:

جدول (٢): مؤشرات حسن المطابقة للنموذج العاملي التوكيدي.

المؤشر	RMSEA	X^2	X^2/df	NNFI	GFI	AGFI
القيمة	٠.٠٧٢	٣٠٧.٢٦ P=0.000	١.٤٨	٠.٩٤	٠.٨٥	٠.٨٢

جاءت نتائج التحليل التوكيدي حسنة المطابقة، فيما عدا مؤشر X^2 فقد كان دال احصائياً ومؤشر GFI لم يقع في المدى المقبول وذلك لحساسية هذه المؤشرات لحجم العينة. وفيما يلي النموذج العاملي بمساراته الداله:



شكل (١): النموذج العاملي التوكيدي بمساراته الداله.

وبالتأمل في نتائج التحليل العاملي الاستكشافي والتوكيدي يتضح انتظام المفردات على العامل العام وهو الافتراض الرئيس لاستخدام معامل ألفا.

ثانياً: اختبار دلالة الفروق بين معاملات ألفا عبر المجموعات المستقلة (التربية الفنية والموسيقية):

يعد شرط العامل العام هو الشرط الأساسي لاستخدام معامل الاتساق الداخلي ألفا كرونباخ وقد تحقق الباحث من وجود العامل العام باستخدام التحليل العاملي لاستطلاع الرأي.

قُدر ثبات استطلاع الرأي بمعامل الفاكرونباخ، ثم حذف المفردات التي تجعل التغاير صفراً وهي المفردة رقم ٩ بشعبة التربية الموسيقية. وقد بلغت معاملات الثبات المعيارية التي تم حسابها باستخدام برنامج SPSS القيمة ٠.٤٨ لشعبة التربية الموسيقية في حين بلغت قيمة معامل ألفا ٠.٨١ لشعبة التربية الفنية. وقد تم اختبار الفروق بين معاملات ألفا كرونباخ عبر المجموعات المستقلة على النحو الذي حدده Alsawalmeh & Feldt (1992):

جدول (٢): مؤشرات المقارنة بين أدوات الدراسة.

وجه المقارنة	التربية الموسيقية	التربية الفنية
عدد المفردات بعد الحذف	$K_2 = 21$	$K_1 = 22$
معاملات ألفا المعيارية	$\alpha_2 = 0.48$	$\alpha_1 = 0.81$
حجم العينة	$N_2 = 32$	$N_1 = 84$

ويمكن حساب قيم المتغيرات في المعادلات السابقة على النحو التالي:

$$C_1 = 83 * 21 = 1743$$

$$C_2 = 31 * 20 = 620$$

$$v_1 = \frac{83 * 22}{1 + (21 * 0.81 * 0.81)} = 123.56$$

$$v_2 = \frac{31 * 21}{1 + (20 * 0.48 * 0.48)} = 116.084$$

$$E(F_1) = \frac{123.56}{121.56} - \frac{2 * 0.19}{22 * 8} = 1.0158$$

$$Var(F_1) = 0.018 - 0.0004 = 0.0176$$

ويكون متوسط التوزيع العيني للمجموعة الأولى والتباين على النحو التالي:

$$E(F_2) = \frac{116.084}{114.084} - \frac{2 * 0.52}{21 * 31} = 1.0159$$

$$Var(F_2) = 0.0219 - 0.0032 = 0.0187$$

$$M = 1.018$$

$$V = 0.0352$$

$$d_2 = \frac{2 * 1.018}{1.018 - 1} = 113$$

ويمكن حساب درجة الحرية الأخرى من المعادلة:

$$d_1 = \frac{2 * 113 * 113 * 113 - 4 * 113 * 113}{V(111)^2(109) - 2 * 113 * 113} = 130$$

وبحساب النسبة بين قيمتي فروق ألفا عبر المجموعات المستقلة من المعادلة:

$$T = \frac{1 - \rho_2}{1 - \rho_1} = \frac{1 - 0.48}{1 - 0.81} = 2.74$$

وحسب دالة التوزيع الاحتمالي العشوائي واستخدام جداول الكثافة الاحتمالية من المعادلة:

$$p(F_{d_1,d_2} > T) = p(F_{130,113} > 2.74)$$

$$p(F_{130,113} > 2.74) = 1 - p(F_{130,113} < 2.74) = 0.0031$$

وبحساب قيمة ألفا الكلية للاختبار للمجموعتين معاً والتي بلغت ٠.٧٦ وبحساب الحدود التي يمكن مقارنة قيمة الاحتمال بها والتي حسبت بما يلي: $= 1 - \frac{\alpha}{2}$ 0.61 والقيمة $\frac{\alpha}{2} = 0.38$.

وكانت قيمة الدالة الاحتمالية أقل من $\alpha/2$ فإنه يمكن رفض الفرض الصفري وقبول الفرض البديل القائل بأنه توجد فروق بين تغايرات الأداء الراجعة لاستجابة الطلاب بشعبة التربية الفنية على مفردات استطلاع الرأي عنه في أداء طلاب التربية الموسيقية.

ويرجع الباحث وجود فروق بين المجموعتين في اختبار ألفا كرونباخ عبر المجموعات المستقلة إلى تفاوت حجم العينات في كلا الشعبتين ٣٢ للموسيقية في مقابل ٨٤ للتربية الفنية. مما قد يولد خطا من النوع الأول.

واستخدم الباحث برنامج Matlab لحساب القوة الاحصائية لاختبار دلالة الفروق بين مجموعتين مستقلتين بعد إجراء تعديل على الأمر الاحصائي بالصورة التي توافق استخدام تحويلات Feldt. وقد حدد متوسط التقدير للمجموعات والانحراف المعياري وحجم العينة والنسبة بين العينتين Sample ratio كمدخلات للبرنامج. وتوصلت النتائج إلى تدني قيمة القوة الاحصائية التي كانت 0.05 = P وهذا يعني ارتفاع الخطأ من النوع الثاني في ضوء المعادلة 0.95 = P – 1 = β أي أن النتائج المتفاوتة بين المجموعتين في قيم معاملات ألفا لا توجد بينها فروق بين الشعبتين في التربية الفنية والموسيقية وهذا يعني أن استطلاع الرأي يعكس جانباً آخر لا

علاقة له بمحتوى اختبار القدرات الموحد للعام الأكاديمي أو عدم رضا الطالب عن طبيعة اختبار القدرات، أو الاستجابة العشوائية على نتائج استطلاع الرأي مما ولد خطأ من النوع الثاني لنتائج التحليل.

وقد يكون الخطأ من النوع الثاني راجعاً لوجود البيانات المفقودة في بيانات العينة لشعبة التربية الموسيقية، مما أعطى نتائج مضللة في الثبات لمعامل ألفا لنفس الشعبة وهذا اتفق جزئياً مع ما أكد (Tavakol & Dennick, 2011).

وتعاني الدراسة من بعض المحددات منها صغر حجم العينة التي طبق عليها الاختبار مما يجعل هناك صعوبة في تعميم نتائج الاختبار. إلا أن هذه النتيجة منطقية وصالحة للتعميم على جميع الطلاب المتقدمين للعام الجامعي الأكاديمي ٢٠١٩/ ٢٠٢٠ في جمهورية مصر العربية لكلا الشعبتين إذ ان الاختبار موحد ولا توجد إلا ثلاثة كليات فقط للتربية الفنية والموسيقية وهي في جامعة بورسعيد وجامعة حلوان وجامعة القاهرة (كلية التربية الموسيقية فرع الزمالك) وذلك باعتبار أن عينة جامعة قناة السويس عينة ممثلة لهذه الجامعات الثلاثة.

المراجع

عبد الناصر عامر. (٢٠١٩). الاختبارات والمقاييس. الرياض: دار العبيكان للنشر الالكتروني.

Alsawalmeh, Y. M., & Feldt, L. S. (1992). Test of the hypothesis that the intraclass reliability coefficient is the same for two measurement procedures. ***Applied Psychological Measurement*****,** ***16*****(2), 195-205.**

Bardo, J. W., & Hughey, J. B. (1978). A Monte Carlo simulation of effects of central tendency error on the magnitude of Cronbach's coefficient alpha. ***Perceptual and Motor Skills*****,** ***46*****(1), 308-310.**

Cortina, J. M. (1993). What is coefficient alpha? An examination of theory and applications. ***Journal of applied psychology*****,** ***78*****(1), 98.**

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

Cronbach, L. J., Schönemann, P., & McKie, D. (1965). Alpha coefficients for stratified- parallel tests. ***Educational and Psychological Measurement*****,** ***25*****(2), 291-312.**

Feldt, L. S. (1969). A test of the hypothesis that cronbach's alpha or kuder-richardson coefficent twenty is the same for two tests. ***Psychometrika*****,** ***34*****(3), 363-373.**

Feldt, L. S. (1980). A test of the hypothesis that Cronbach's alpha reliability coefficient is the same for two tests administered to the same sample. ***Psychometrika*****,** ***45*****(1), 99-105.**

Feldt, L. S. (1990). The sampling theory for the intraclass reliability coefficient. ***Applied Measurement in Education*****,** ***3*****(4), 361-367.**

Feldt, L. S., & Kim, S. (2006). Testing the difference between two alpha coefficients with small samples of subjects and raters. ***Educational and Psychological Measurement*****,** ***66*****(4), 589-600.**

Feldt, L. S., Woodruff, D. J., & Salih, F. A. (1987). Statistical inference for coefficient alpha. ***Applied psychological measurement*****,** ***11*****(1), 93-103.**

Kim, S., & Feldt, L. S. (2008). A comparison of tests for equality of two or more independent alpha coefficients. ***Journal of Educational Measurement*****,** ***45*****(2), 179-193.**

Kraemer, H. C. (1981). Extension of Feldt's approach to testing homogeneity of coefficients of reliability. ***Psychometrika*****, *46*(1), 41-45.**

Peterson, R. A. (1994). A meta-analysis of Cronbach's coefficient alpha. ***Journal of consumer research*****, *21*(2), 381-391.**

Schmitt, N. (1996). Uses and abuses of coefficient alpha. ***Psychological assessment*****, *8*(4), 350.**

Tavakol, M., & Dennick, R. (2011). Making sense of Cronbach's alpha. ***International journal of medical education*****, *2*, 53.**

ملخص:

هدفت الدراسة للتحقق من دلالة الفروق بين معاملات ألفا عبر المجموعات المستقلة باستخدام اختبارات فروق استدلالية. واعتمدت الدراسة على المنهج الوصفي التحليلي. وتكونت عينة الدراسة من مجموعة مقصودة من الطلاب المتقدمين لاختبار القدرات الموحد بلغت ٣٢ طالب وطالبة لشعبة التربية الموسيقية، و ٨٤ طالب وطالبة بشعبة التربية الفنية. وباستخدام تحويلات توصلت الدراسة إلى وجود فروق دالة احصائياً بين معاملات ألفا عبر المجموعات المستقلة مع تدني القوة الاحصائية للاختبار وارتفاع الخطأ من النوع الثاني وهذا راجعاً للبيانات الغائبة.

Independent alpha Cronbach's coefficients for standardized abilities test survey 2019/2020 for the Egyptian Ministry of Higher Education

Abstract

The study aimed to investigate the significance differences between independent groups' alpha coefficients using inferential tests. Analytical descriptive approach had been used. The sample consisted of 32 students for the Music Education, and 84 students in Art Education. Using Feldt (1969, 1980) transformations, the study revealed that there were statistically significant differences between independent alpha coefficients, with low statistical power, which means there was type II error, which may be due to missing data.

Keywords: Independent alpha Cronbach, Alpha Cronbach's coefficient.