افضل طرائق لتقدير معامل الاتساق باستخدام المحاكاة

أ.م.د. خلود يوسف

جامعة بغداد/كلية الادارة والاقتصاد

ملخص

كرومباخ الفا هو مقياس المعولية ويختص بمجموعة من الوحدات ويستخدم لتلخيص المعلومات لمعظم الوحدات الاستبيانية ويسمى α غير الحصين ويكون المعامل حساس للغاية للانتهاكات التي تحدث بالانموذج الكلاسيكي والمعامل الحصين يكون غير حساس للبيانات التي تعود لمصدر مختلف. يهدف البحث الى تناول الحالات التي تعالج اخفاق معامل الاتساق كرومباخ الفا الذي هو حساس لاي قيمة شاذة بالبيانات التي تعتمد اسلوب الاسئلة الاستبيانية، ومن ثَمَّ في حالة اخفاق معامل كرومباخ الفا لا يعني دائماً عدم الاتساق في اسئلة الاستبانة بل ان استخدام المعاملات الحصينة التي تعتمد على المقدرات S و M و MCD والتي تعطي نتائج مقبولة احصائياً.

Comparison Consistency Coefficient : A simulation Study

ABSTRECT

Cronbach's alpha is a measure of reliability, Respect to a set of units Used to summarize information for most units questioners, And is called the non robust the coefficient be sensitive to violations that occur to classic model, the robust coefficient be insensitive to the data, which is a different source,he research aims to address the cases that deal with violationscoefficient of consistency Cronbach's alpha that sensitive to any Outlier data-dependent style questioners, thus in the case of violation Cronbach alpha coefficient and thus in the event of failure does not always mean lack of consistency in the questionnaire questions, but use the robust coefficient that depend on estimators S,MCD which give acceptable statistical result .

Keywords: M-Estimator, S-stimator,Robustness,Cronbach's alpha

1. مقدمة

كرومباخ الفا هو مقياس الاتساق ويختص بمجموعة من الوحدات التي تكون كمجموعة وهو مقياس المعولية وهو ليس باختبار احصائي بل معامل المعولية Coefficient of reliability مثلا في الشكل الكمي المعولية للدرجات تلخص المعلومات لمعظم الوحدات الاستبيانية ويسمى α غير الحصين.

وعند دراسة سلوك المعامل في اوضاع مختلفة لتحديد الحالات التي يمكن ان تحدث في الجانب العملي، ان معامل كرومباخ الفا حساس للغاية للانتهاكات الخاصة بافتراضات الانموذج الكلاسيكي، والمعامل الحصين يكون غير حساس للبيانات التي تعود لمصدر مختلف، ان كرومباخ الفا الحصين يعكس المعولية لحجم البيانات والكمية الصغيرة من القيم المتطرفة تجعل النتيجة غير موثوقة.

2.1. هدف البحث

يرمي البحث الى تناول الحالات التي تعالج اخفاق معامل الاتساق كرومباخ الفا الذي هو حساس لاي قيمة شاذة بالبيانات التي تعتمد اسلوب الاسئلة الاستبيانية، ومن ثَمَّ في حالة اخفاق معامل كرومباخ الفا لا يعني دائماً عدم الاتساق في اسئلة الاستبانة بل استعمال المعاملات التي تعتمد على مقدرات Sو M و MCD. والتي تكون غير حساسة بالشواذ وتعطي نتائج مقبولة احصائياً وتدل على صدق الاستبانة.

2. الجانب النظري

كرومباخ الفا هو مقياس الاتساق ويختص بمجموعة من الوحدات التي تكون كمجموعة وهو مقياس المعولية، وهو ليس باختبار احصائي بل معامل المعولية Coefficient of reliability او الاتساق ويمكن كتابته كدالة لوحدات الاختبار ومعدل الارتباط الداخلي حول الوحدات

$$\alpha_n^c = \frac{p}{p-1}\frac{\text{var}(\sum_{j=1}^{p} Y_j) - \sum_{j=1}^{p}\text{var}(Y_j)}{\text{var}(\sum_{j=1}^{p} Y_j)} \qquad \dots (1)$$

$$= \frac{p}{p-1}\frac{\sum\sum_{j\neq k}\sigma_{jk}}{\sum\sum_{j,k}\sigma_{jk}} \qquad \dots (2)$$

إذ إن $\boldsymbol{\sigma_{j,k}}$ التباين المشترك للزوج $\boldsymbol{(Y_j, Y_k)}$ وعندما يكون معامل الارتباط الداخلي منخفض كرومباخ الفا ستكون منخفضة وعند زيادة معدل الارتباط داخل الوحدات سيزداد كرومباخ الفا.وتلخص المعلومات الخاصة

بكرومباخ الفا في عدة اسئلة لذا يتغير سلوكه وفق الحالات المتعددة اي سيكون حساس تجاه الانتهاكات الخاصة بالافتراضات الكلاسيكية، اذا تم تناول نوع اخر من معامل الاتساق لاسيما في البيانات التي تحتوي على شواذ. يمكن تقدير كرومباخ الفا بواسطة تعويض التباين التجريبي والتباين المشترك في (1) مع ان المعلومات الكلاسيكية مثل التباين التجريبي والتباين المشترك يمكن أن تؤثر بشكل كثيف بواسطة اخطاء قليلة بالمشاهدات. لهذا التقدير الناتج , لكرومباخ الفا يكون تماماً مظلل حالما تكون حاضرة بعض اخطاء المشاهدات.

ويراد تجنب هذه المسألة وبناء نسخة حصينة من كرومباخ الفا قادر على مقاومة بعض المشاهدات الشاذة. لهذا كرومباخ الفا الحصين هو مقياس المعولية والذي لا يتأثر بالمشاهدات الشاذة، وهنا سوف نفترض تقدير مصفوفة التباين المشترك لـ $\mathbf{Y=[Y_1,...,Y_p]'}$ باستخدام مقدر حصين ثم نعوض تقدير التباين المشترك الحصين في (1) ومعظم المقدرات الحصينة للموقع والانتشار للحالة متعددة المتغيرات يمكن ان تستخدم مثل مقدرات M ، مقدر محددة التباين المشترك الاصغر، مقدر S .

2.1 كرومباخ الفا الحصين

يعرف بالشكل الأتي

$$\alpha_n^R = \frac{p}{p-1}\frac{\sum\sum_{j\neq k} c_{jk}}{\sum\sum_{j,k} c_{jk}} \qquad \dots (3)$$

إذ أن $\mathbf{i,j=1,...,p}$ $\mathbf{C_{i,j}}$ عناصر المصفوفة $\mathbf{C_n}$ وبدلا من تعويض التباين التجريبي في (1) تم استخدام النظائر الحصينة للحصول على التقدير الحصين لكرومباخ الفا وبفرض التوزيع المتماثل البيضوي

$$f_{\mu,\Sigma}(y) = \frac{g(y-\mu)'\Sigma^{-1}(y-\mu)}{\sqrt{\det(\Sigma)}} \qquad \dots (4)$$

ومع $\mu \in \Re^p$ التوزيع الطبيعي يعود لصف من التوزيعات ومع $\Sigma = (\sigma_{ij})$ تقدير الكمية يصبح

$$\alpha = \frac{p}{p-1}\frac{\sum\sum_{j\neq k} \sigma_{jk}}{\sum\sum_{j,k} \sigma_{jk}} \qquad \dots (5)$$

إذ أن مقدر الانتشار $\mathbf{C_m}$ متسق في الاحتمال. كرومباخ الفا الحصين المعطى في (3) مقدر متسق لـ α (في الاحتمال) . الاتساق للمقدر الحصين بالموقع والانتشار في التوزيعات المتماثلة البيضوية لـ MCD و s و M.

دالة التاثير لـ α_C^R عند التوزيع $F_{\mu,\Sigma}$ تقيس التاثير في $\alpha_C^R(F_{\mu,\Sigma})$ عند اضافة كمية صغيرة من نقطة محددة y. ولهذا الطريقة الحصينة يجب ان تملك دالة تاثير محددة بحيث التلويث عند اية نقطة يملك تاثير محدد على التقدير. اذا نشير بـ Δ_y التوزيع بوضع كل الكميات على y فدالة التاثير تعطى بالشكل

$$IF(y:\alpha_C^R,F_{\mu,\Sigma})=\lim_{\epsilon\downarrow 0}\frac{\alpha_C^R((1-\epsilon)F_{\mu,\Sigma}+\epsilon\Delta_y)-\alpha_C^R(F_{\mu,\Sigma})}{\epsilon} \qquad ...(6)$$
$$=\frac{\partial}{\partial\epsilon}\alpha_C^R((1-\epsilon)F_{\mu,\Sigma}+\epsilon\Delta_y)_{\downarrow\epsilon=0}$$

1. مقدر M

Huber استخدم تقديرات M التي تعتمد على $x_1,x_2,...,x_n\in\Re^p$ حل المعادلات في وقت واحد يكون

$$(1/n)\sum_{i=1}^{n}v_1(d_i(x_i-t))=0 \qquad ...(7)$$
$$(1/n)\sum_{i=1}^{n}[v_2(d_i^2)(x_i-t)(x_i-t)'-v_3(d_i)c]=0$$

إذ أن $d_i=d[x_i;t,c]$ و v_1,v_2,v_3 دوال القيم الحقيقية بالمجال $[0,\infty)$.

مقدر S للموقع والانتشار

يعرف بايجاد $(\hat{\mu},\hat{\Sigma})$ لتقليل $\det(\hat{\Sigma})$ وفقاً الى

$$n^{-1}\sum_{m=1}^{n}\rho[\sqrt{(x_m-\hat{\mu})'\hat{\Sigma}^{-1}(x_m-\hat{\mu})}]=b_0 \qquad ...(8)$$

إذ أن $\rho(.)$ متماثلة والتي تتضمن مشتقة $\Psi(.)$ و $\rho(0)=0$.

المعادلة (8) يمكن ان تختزل الى الشكل

$$\hat{\mu}=\sum_{m=1}^{n}w(d_m)x_m/n\sum_{m=1}^{n}w(d_m) \qquad ... (9)$$
$$\hat{\Sigma}=\sum_{m=1}^{n}w(d_m)(x_m-\hat{\mu})(x_m-\hat{\mu})'/V^{-1}\sum_{m=1}^{n}d_m\Psi(d_m)$$

إذ

$$w(d_m) = \Psi(d_m)/d_m$$

$$d_m^2 = (x_m - \hat{\mu})' \hat{\Sigma} (x_m - \hat{\mu})$$

حساب مقدر S

التضمين المباشر للمعادلة (9) تبدا مع المتوسطات والتباين المشترك المعتادة والتي لربما لا تبدأ مع الحل الاقل المطلوب

خطوات الطريقة هي

_ اخذ عينة (مع او بدون ارجاع) ذات حجم v+k إذ k نظريا 1 او 2.

_ حساب مصفوفة التوسطات والتباين المشترك.

_ قياس مصفوفة التباين بحيث ان القيد على $\rho(d)$ يتحقق بواسطة حساب (8) واعادة قياس مصفوفة التباين المشترك ومسافة مهلنوبس حتى نصل التساوي.

_ التكرار حتى مقدر w في (9) يصل للتقارب.

في كل خطوة مصفوفة التباين والتباين المشترك تقاس لتاكيد ان (8) تتحقق .

والحسابات تتوقف اذا المحددة تزداد فيما اذا المتوسطات والتباينات المشتركة كافية تماماً.

اختيارات متنوعة للدالة في (8) حيث دالة biweight المفترضة من قبل Tukey تكون

$$\rho(d_m) = d_m^2/2 - d_m^4/2c_0^2 + d_m^6/6c_0^4$$

$$\rho(d_m) = \frac{d_m^2}{2} - \frac{d_m^2}{2c_0^2} + \frac{dm^6}{6c_0^4} \qquad |d_m| \le c_0 \qquad ...(10)$$

$$= c_0^2/6 \qquad |d_m| > c_0$$

ودالة $\rho si(\psi)$ التي تعتمد على قيمة الثابت بحيث ψ تصبح صفر دالة ρsi تعطى بالشكل

$$\psi(d_m) = d_m[1-(d_m/c_0)^2]^2 \qquad |d_m| \le c_0$$

$$= 0 \qquad |d_m| > c_0$$

العلاقة بين مقدر S و ومقدر M

الزوج (θ_n, λ_n) هو صفر للمشتقات $\frac{\partial L_n}{\partial L}, \frac{\partial L_n}{\partial c}, \frac{\partial L_n}{\partial \mu}$

ليكن L_n هو مضروب لاكرانج

$$L_n(\theta,\lambda)=\log(\det(c))-\lambda\left\{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\rho\left[\{(x_i-\mu)'C^{-1}(x_i-\mu)\}^{1/2}\right]-b_0\right\}$$

وبفرض $x_1, x_2, ..., x_n \in \Re^p$ حيث $\Re \to [0,\infty)$ مقدر S للموقع والتباين هو تقليل $\det(C)$ وفقا لـ

$$\frac{1}{n}\sum \rho\{[(x_i-\mu)'C^{-1}(x_i-\mu)]^{1/2}\}=b_0 \quad ... \qquad (11)$$

وهذا يعني (11) تحقق المعادلات

$$(\lambda/n)\sum_{i=1}^{n}u(d_i)C^{-1}(x_i-\mu)=0 \qquad ...(12)$$

$$2C^{-1}-D_{c^{-1}}+(\lambda/2n)\sum_{i=1}^{n}u(d_i)(2V_i-D_{V_i})=0$$

ويمكن كتابة المعادلة بالشكل

$$I+\frac{\lambda}{2n}\sum_{i=1}^{n}u(d_i)A^{-1}(x_i-\mu)(x_i-\mu)'A^{-1}=0 \qquad ...(13)$$

إذ أن $AA'=C$ ويمكن حل λ_n والتي تسبب

$$\lambda_n=-2p\left(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\psi(d_{i,n})d_{i,n}\right)^{-1}$$ حيث $d_{i,n}=d(x_i;t_n,C_n)$ واذا عوضنا هذافي 12 و 13 نجد ان

$$(1/n)\sum_{i=1}^{n}u(d_i)(x_i-\mu)=0 \qquad ... (14)$$

$$(1/n)\sum_{i=1}^{n}\{\rho u(d_i)(x_i-\mu)(x_i-\mu)'-v(d_i)C\}=0$$

ويكن اعادة كتابة (14) بالشكل

$$\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\psi(x_i;\theta)=0 \qquad ... \quad (15)$$

إذ $\theta=(\mu,C)\in\Theta$ ، $\psi=(\psi_1,\psi_2)$ وان

$$\psi_1(x,\theta)=u(d)(x-\mu)$$
$$\psi_2(x,\theta)=pu(d)(x-\mu)(x-\mu)'-v(d)C$$

مع $d=d(x;t,C)$ نستنتج ان مقدر S يحقق اول درجة من الشرط (6) لمقدر M او (15) .

مع ذلك مقدر S يعرف بواسطة تقليل (15) ولاي بعد يبنى مع نقطة الانهيار Breakdown point .

3. الجانب العملي

تم الاعتماد على استمارة صممت لاغراض البحث العلمي ولوحظت من لدن الخبراء و وزعت على طلبة الصف السادس الاعدادي فرع العلمي وكانت متغيرات التحليل كالآتي :

الجنس، نوع الاعدادية، مهنة الاب، مهنة الام

السكن:

1. مدن 2. اقضية ونواحي، معدل الطالب في السنة السابقة، نوع السكن: 1. ملك 2. إيجار 3. أخرى ، دخل

الاسرة:

1. ضعيف 2. متوسط 3. جيد 4. جيد جدا

مستوى تعليم الاب، مستوى تعليم الام ، هل انت ممن يلتحقون بدورات التدريس الخصوصي

- **الملاك التدريسي ودوره في ظاهرة التدريس الخصوصي تؤثر بدرجة**

1. ضعف الاعداد التربوي والعلمي والنفسي كبيرة أو متوسطة أو قليلة لمدرسي المواد العلمية (حكومي او اهلي)
2. عدم تطوير الملاك التدريسي بالحاقه بدورات تطويرية خارج وداخل البلد (حكومي او اهلي)

- **الاثار النفسية والفوارق الطبقية الناتجة عن ظاهرة التدريس الخصوصي**

1. قلة ثقة الطالب بقدراته العلمية وعدم الاكتفاء بالمفردات الدراسية المقررة.
2. وجود الفوارق المادية بين الطلبة وعدم قدرة بعض الطلبة من الالتحاق بدورات التدريس الخصوصي.
3. اعتقاد الطلبة وذويهم بان اخذ دورات التدريس الخصوصي هو شرط للحصول على معدل جيد.
4. التحاق بعض زملاء الطلبة بدورات التدريس الخصوصي

مما يدفع باقي الطلبة اسوة بزملائهم للالتحاق بهذه الدورات

-تأثير المنهج الدراسي وطرائق التدريس في ظاهرة التدريس الخصوصي .

1. عدم انهاء المفردات الدراسية بالمدة المقررة في المدارس الحكومية أو الاهلية
2. عدم إعطاء كل فصول المقرر الدراسي الاهمية نفسها
3. عدم إعطاء واجبات بيتية للطلبة ومتابعتها وحلها من لدن المدارس (حكومية او اهلية)

4. قلة حل نماذج الاسئلة الامتحانية السابقة واسئلة الخارجية لسنوات سابقة ضمن مدة الدراسة وضعف استخدام طرائق تدريسية متعددة

5. صعوبة وغموض بعض المواد الدراسية للمادة العلمية

6. قلة تحديث المناهج بما يتواكب مع التطورات في الدول المتقدمة.

-التاثير المادي للتدريسيين والطلبة على ظاهرة التدريس الخصوصي

1. تفاوت الدخل بين المدرسين وبعض الطلبة يدفع بالمدرس الى فتح دورات التدريس الخصوصي

2. غلاء المعيشة يدفع التدريسيين الى سد الحاجات عبر منافذ التدريس الخصوصي.

3. ضعف الحوافز والمردود المادي للمدريسين ساهم في خلق هذه الظاهرة.

4. تحميل الاسرة اعباء مادية إضافية.

5. إجبار الطلبة ذي الدخل المحدود للعمل والالتحاق بدورات التدريس الخصوصي.

-الاثار السلبية لظاهرة التدريس الخصوصي على المؤسسات التربوية.

1 . اضعاف دور المؤسسات التربوية ويسيء للعملية التدريسية.

2. تدني النظرة الى التعليم عموماً.

-الاسئلة الامتحانية الوزارية ودورها في ظاهرة التدريس الخصوصي

1. عدم مراعاة الفروق بين الطلبة عند وضع الاسئلة

2. صعوبة بعض الاسئلة وعدم مطابقتها لمحتوى المادة المقررة

3. عدم ملائمة الاسئلة للجهود المبذولة من لدن التدريسيين

4. عدم مراعاة فصول المنهج المقرر بشكل متساوي في وضع الاسئلة

5. وجود اخطاء في بعض الاسئلة الوزارية وعدم دقتها.

-تاثير الطالب ودوره في الحد من ظاهرة التدريس الخصوصي

1. تدني مستوى الطالب في بعض المواد العلمية

2. كثرة التغيب وعدم الانتظام والمواظبة في الحضور للدرس

3. اهمال الدراسة والتحضير اليومي المستمر للمادة العلمية.

4. الشعور بالخوف والقلق المستمر من الامتحانات الوزارية.

3.1 عينة البحث

الدراسة الميدانية تستبين الاسباب لظاهرة التدريس الخصوصي للمرحلة الاعدادية إذ أخذت عينة لـ 400 طالب وطالبة لمدينة بغداد واطرافها وللناحيتين كرخ ورصافة وهي عينة طبقية عشوائية وللمدارس الحكومية والاهلية والاداة المناسبة للدراسة هي الاستبانة والتي عدت اداة للحصول على البيانات الخاصة لهذه الدراسة وقد مرت بمرحلة التحقق من ثباتها ومصداقيتها.

3.2 التحليل الاحصائي

تم تطبيق العديد من المقدرات التي تعتمد على معامل الاتساق معامل كرومباخ الفا ولحالة البيانات التي تحتوي على قيم شاذة والمقدرات هي S و MCD و M والنتائج معطاة بالشكل

المقدر	القيمة
Crombach's alpha	0.56
S	0.63
MCD	0.686
M	0.69

جانب المحاكاة

لبحث سلوك تقدير كرومباخ الفا لحجوم عينات n=40,60,150,300,500 بفرض $\mathbf{Y_1, Y_2, ..., Y_n}$ مستقلة ومتجه يتوزع بشكل مستقل i.i.d وبتوزيع F المتعدد وباخذ عدة ابعاد p=2 متجه الموقع $\mu_1 = (4,4)'$ والى $\mu_2 = (-4,4)$ ومصفوفة الانتشار p=8 $\boldsymbol{\mu_1 = (4,4,4,....4)'}$ $\mu_2 = (-4,4,...,4)'$

$$\sum = (\sigma_{ij}) \in \Re^{p \times p}$$

$$\sigma_{ij} = -\rho \qquad if \quad i \neq j$$
$$\sigma_{ij} = 1 \qquad if \quad i = j$$

فمثلا $\sigma_{12} = \sigma_{21} = -\rho$

وعند تلويث البيانات بنسبة 10% و 20% اي عند التلويث نسبة لمعلمة الموقع

$$F = (1-\delta)N(\mu, \sum) + \delta N(\mu_1, \sum)$$

جدول المقدرات لـ p=2 و n=40 ونسبة تلويث 10%

المقدر	القيمة
Crombach's alpha	0.60
S	0.78
MCD	0.77
M	0.75

جدول المقدرات لـ P=2 و n=60 ونسبة تلويث 10%

المقدر	القيمة
Crombach's alpha	0.55
S	0.75
MCD	0.69
M	0.62

جدول المقدرات لـ p=2 و n=150 ونسبة تلويث 10%

المقدر	القيمة
Crombach's alpha	0.61
S	0.76
MCD	0.68
M	0.63

جدول المقدرات لـ p=2 و n=300 ونسبة تلويث 10%

المقدر	القيمة
Crombach's alpha	0.60
S	0.76
MCD	0.66
M	0.56

جدول المقدرات لـ p=2 و n=500 ونسبة تلويث 10%

المقدر	القيمة
Crombach's alpha	0.61
S	0.76
MCD	0.65
M	0.55

جدول المقدرات لـ p=8 و n=40 ونسبة تلويث 10%

المقدر	القيمة
Crombach's alpha	0.62
S	0.81
MCD	0.76
M	0.60

جدول المقدرات لـ p=8 و n=60 ونسبة التلويث 10%

المقدر	القيمة
Crombach's alpha	0.52
S	0.78
MCD	0.72
M	0.58

جدول المقدرات لـ p=8 و n=150 ونسبة التلويث 10%

المقدر	القيمة
Crombach's alpha	0.55
S	0.82
MCD	0.81
M	0.55

جدول المقدرات لـ p=8 و n=300 ونسبة التلويث 10%

المقدر	القيمة
Crombach's alpha	0.53
S	0.86
MCD	0.79
M	0.58

جدول المقدرات لـ p=8 و n=500 ونسبة التلويث 10%

المقدر	القيمة
Crombach's alpha	0.62
S	0.89

MCD	0.77
M	0.58

جدول المقدرات لـ p=2 و n=40 ونسبة التلويث 20%

المقدر	القيمة
Crombach's alpha	0.66
S	0.82
MCD	0.77
M	0.63

جدول المقدرات لـ P=2 و n=60 ونسبة تلويث 20%

المقدر	القيمة
Crombach's alpha	0.45
S	0.89
MCD	0.65
M	0.78

جدول المقدرات لـ p=2 و n=150 ونسبة تلويث 20%

المقدر	القيمة
Crombach's alpha	0.44
S	0.89
MCD	0.65
M	0.78

جدول المقدرات لـ p=2 و n=300 ونسبة تلويث 20%

المقدر	القيمة
Crombach's alpha	0.46
S	0.89
MCD	0.75
M	0.56

جدول المقدرات لـ p=2 و n=500 ونسبة تلويث 20%

المقدر	القيمة

Crombach's alpha	0.56
S	0.80
MCD	0.76
M	0.62

جدول المقدرات لـ p=8 و n=40 ونسبة تلويث 20%

المقدر	القيمة
Crombach's alpha	0.44
S	0.82
MCD	0.75
M	0.54

جدول المقدرات لـ p=8 و n=60 ونسبة التلويث 20%

المقدر	القيمة
Crombach's alpha	0.44
S	0.89
MCD	0.75
M	0.55

جدول المقدرات لـ p=8 و n=150 ونسبة التلويث 20%

المقدر	القيمة
Crombach's alpha	0.54
S	0.87
MCD	0.82
M	0.59

جدول المقدرات لـ p=8 و n=300 ونسبة التلويث 20%

المقدر	القيمة
Crombach's alpha	0.46
S	0.88
MCD	0.83
M	0.58

جدول المقدرات لـ p=8 و n=500 ونسبة التلويث 20%

المقدر	القيمة
Crombach's alpha	0.44
S	0.89
MCD	0.84
M	0.66

4. الاستنتاجـــــــــات

1. اظهر معامل كرومباخ الفا ولكافة الاسئلة الاستبيانية عدم دقة النتائج.

2. معامل كرومباخ الحصين يعتمد على تقديرات التباين المشترك الحصين والتي تولد مقدرات اكثر اتساقا من الطريقة الكلاسيكية.

3. ان مقدر S يعطي نتائج افضل من كرومباخ الفا و M والذي يملك تحيزاً أقل ومتوسط مربع الخطا اقل .

4. ان مقدر MCD يعطي نتائج افضل من مقدر M لكنها ليست افضل من S هذا يعني انه يملك تحيزاً اكبر ومتوسط مربع خطا اكبر.

5. ان نسبة التلويث $\delta = 0.20\%$ تعطي نتائج غير جيدة لمعامل كرومباخ الفا وهذا يعني مدى حساسية المقدر لاي قيمة شاذة والتي تزداد هذه الحساسية مع زيادة نسبة الشواذ.

5. التوصيات

1. يوصى باستخدام معامل كرومباخ الفا الحصين الذي يعتمد على المقدرات الحصينة S وMCD والتي تعطي مؤشراً جيداً على اتساق في الاسئلة الاستبيانية لموضوع البحث خاصة مع فشل مقدر معامل كرومباخ الفا الكلاسيكي.

2. استعمال معامل كرومباخ الفا الكلاسيكي لا يعني عدم اتساق وثبات في الاسئلة الاستبيانية لموضوع البحث لاسيما مع حالة البيانات الشاذة .

3 . استخدام مقدرات اخرى تعتمد على تقديرات التباين المشترك الحصين ومقارنتها مع المقدرات المستخدمة في البحث.

6 .المصـــــــادر

1. Aelst,S.V.,Willems,G.,(2005),"Multivariate Regression S-estimators for Robust estimation and inference,StatisticaSinica

2. Campbell,N.A.,Rousseeuw,p.j.,(1998),"on the calculation of a robust s-estimator of a covariance Matrix", Statistics in Medicine,No. 17.

3. Christmann,A., Alelst,S. V.,(2005),"Robust estimation of Cronbach's alpha".

4. Lopuhaa,H.P.,(1989),"On the relation between S-estimators and M-estimators of multivariate location and covariance ,vol. 17,No.4.

5. Oyeyemi,G.M.,Lpinyomi,R.A.,(2010)," A Robust method of Estimating covariance matrix in multivariate data Analysis.

6. Pratiwi,H.,Susauti,Y.,(2014),"M Estimation and MM Estimation in Robust regression", international Journal of pure and applied mathematics Vol. 91 No.3, 349-360.

7. Rousseeuw,p.j.,Driessen,k.v.,(1999),'Fast Algorithm for the minimum covariance determinant Estimator",Vol.41,No 3.

8. Vehkalahti,K.,Puntanen,S.,Tarkkonen,L.,(2006),"Estimation of reliability: a better alternative for cronbach's alpha.

9.Verdonck,T.,Hubert,M.,Rousseeuw,P.,(2011),"Robust covariance estimation for financial applications".

10. Warrens,M.J.(2014),"Cronbach's Alpha as the mean of all possible K-split Alpas".

11. Zheng, Z., Wiens,D.P.,(1986),"Robust M-Estimators of multivariate location and scatter in the presence of asymmetry",the Canadian Journal of Statistics Vol.14,No.2.