

الإحصاء وتحليل المعطيات

تطبيق لخطوات الجانب الميداني في انجاز المذكرة

حسابياً ويستخدم SPSS



تأليف

أ.د. علوطي عاشور
جامعة مسيلة

د. بن كيحول محمد
جامعة تizi وزو

كتاب بيداغوجي
مطبوعات جامعة المسيلة

رقم الإيداع القانوني الدولي: 0-88-251-9931-978

بِسْمِ اللَّهِ الرَّحْمَنِ الرَّحِيمِ

الأمثال

- إلى من جعلت الجنة تحت أقدامها . . . من حملني وهنا على وهن . . . التي تدمع عينيها في اللقاء فرحاً والفارق حزناً . . . أمي الغالية (زهرة)

- إلى صاحب القلب الكبير . . . الذي يروي بعرقه أحلام الغد . . من أعطى دون منْ أو ملل . من أجل رؤيتي متعلماً . . . والدي العزيز (عبد الحميد)

- إلى نجوم سمائي وفرحي الدائم . . . إلى الذين أحبهم كثيراً وأتمنى لهم دوام التوفيق والسعادة . . . إخوتي كمال ، زيان ، أحمدلين ، أقويدر وزوجاتهم (هجيرة، أم الخير، فتيبة) وأولادهم . . . أخواتي أربيعة، خديجة، حبيبة وأزواجهم (محمد، نورالدين، أحمد) فتيبة) وأولادهم . . . وأولادهم .

- إلى من يسكن لها الفؤاد رفيقة دربي، مهونة الصعاب. صاحبة القلب الفياض . . . التي فرشت لي قلبه درباً لأحلامي أتحنطى عليه وصولاً لآمالي . . . زوجتي الحبيبة (فتيبة)

- إلى من يعجز لسانه تعبيراً عن حبي لهم . . . فلذة أكبادي ونور حياتي

د. محمد بن كيحول (أيوب ، مروة ، صفا)



الله
بِسْمِ اللّٰهِ الرَّحْمٰنِ الرَّحِيْمِ

مقدمة الكتاب

يعد الإحصاء وتحليل المعطيات من الأدوات الأساسية في البحث العلمي، خاصة عند معالجة البيانات الميدانية وتحليلها لتوفير رؤى علمية دقيقة تساعد في اتخاذ القرارات المناسبة. إن التطور السريع في تقنيات جمع البيانات وتحليلها قد أتاح للباحثين الوصول إلى أدوات وتقنيات متقدمة، تجعل من عملية البحث أكثر دقة وكفاءة. ومن بين هذه الأدوات، يبرز برنامج SPSS كواحد من أقوى البرامج الإحصائية المستخدمة لتحليل البيانات، وذلك بفضل قدراته المتعددة وسهولة استخدامه في معالجة البيانات الكمية.

في هذا الكتاب، نسعى إلى تقديم دليل مساعد حول أهم خطوات الجانب الميداني في إنجاز المذكرات البحثية، بدءاً من مرحلة تحديد مجتمع الدراسة إلى طرق اختيار عينة الدراسة الاستطلاعية والأساسية مع الطرق أهم أنواع عينات الدراسة ، وصولاً إلى التحقق من الخصائص السيكومترية لأدوات الدراسة وتحليل البيانات باستخدام الأساليب الإحصائية المناسبة. سيتم التركيز بشكل خاص على العمليات الحسابية التي تدعم اتخاذ القرارات البحثية الدقيقة، مع توضيح كيفية استخدام برنامج SPSS في إجراء التحليلات الإحصائية المختلفة.

يعتبر الجانب الميداني في البحث العلمي من أهم المراحل التي يتطلب فيها الباحث دقة وموضوعية في جمع البيانات وتحليلها. ولضمان تحقيق نتائج موثوقة، يجب على الباحث إتباع خطوات منهجية منظمة تبدأ بتحديد أهداف البحث وتصميم أدوات جمع البيانات مثل الاستبيانات، مروراً بجمع البيانات من العينة المستهدفة، وانتهاءً بتحليل هذه البيانات باستخدام الأدوات الإحصائية المناسبة.

يهدف هذا الكتاب إلى تقديم إرشادات واضحة ومفصلة حول كيفية تصميم الدراسة الميدانية وتنفيذها بطريقة علمية ومنظمة. سنستعرض الخطوات الأساسية في إعداد الجانب الميداني للمذكرة، مع التركيز على كيفية معالجة الفرضيات باستخدام التحليل الإحصائي. سيتم عرض طرق التعامل مع البيانات بدءاً من التنظيف والتهيئة، وصولاً إلى اختيار الاختبارات الإحصائية المناسبة لكل نوع من البيانات ولطبيعة الفرضيات المطروحة.

سنقوم أيضاً بتقديم شرح مفصل لأهم العمليات الإحصائية التي يمكن إجراؤها حسابياً وباستخدام SPSS ، مثل التحليل الوصفي، والاختبارات الارتباط والفرق، وتحليل التباين، والانحدار الخطي، وغيرها من الأساليب التي تساعد في استنتاج النتائج وتفسيرها. كما سيتم تقديم أمثلة عملية وتطبيقات على كيفية إدخال البيانات في SPSS ، ومعالجة الأخطاء الشائعة، وتفسير المخرجات التي يوفرها البرنامج.

ويهدف الكتاب أيضاً إلى تزويذ الباحثين بالأدوات الضرورية لاستخدام SPSS بفاعلية، مما يساعدهم في تعزيز فهمهم للعمليات الإحصائية وتطبيقاتها في المجالات البحثية المختلفة. سواء كنت طالباً يسعى لإنتمام مذكرة تخرج أو باحثاً يرغب في تعزيز مهاراته الإحصائية، فإن هذا الكتاب يقدم لك المعرفة والتوجيه اللازمين لإجراء التحليلات الميدانية بكفاءة واحترافية.

إن الغرض النهائي من هذا الكتاب هو تقديم مرجع شامل ومتكمّل يمكن أن يعتمد عليه الباحثون في إجراء دراساتهم الميدانية بفعالية ودقة، وتحليل نتائجهم بأسلوب علمي يساهم في تقديم إضافات معرفية ذات قيمة في مجال العلوم الاجتماعية وغيرها من المجالات. نأمل أن يكون هذا الكتاب دليلاً موثوقاً لك في رحلتك البحثية، وأن يساهم في تعزيز قدراتك على تطبيق التحليل الإحصائي بمهنية واحترافية

فهرس الكتاب

المرحلة الأولى: التعرف على مجتمع وعينة الدراسة

1- المجتمع الإحصائي للدراسة

2- طريقة اختيار عينة الدراسة

 1- حساب حجم العينة

 1- حجم العينة معلوم

 2- حجم العينة مجهول

3- أنواع عينات الدراسة

 1- العينات العشوائية (الاحتمالية)

 1-1- العينة العشوائية البسيطة

 2- العينة العشوائية المنتظمة

 3-1- العينة العشوائية الطبقية

 4-1- العينة العشوائية العنقودية

 2- العينات الغير العشوائية (الغير احتمالية)

 1-2- العينة القصدية

 2-2- العينة الصدفية

 3-2- العينة الحصصية

 4-2-3- عينة كرة الثلج

المرحلة الثانية: الدراسة الاستطلاعية

1- الدراسة الاستطلاعية

2- أهداف الدراسة الاستطلاعية

3- عينة الدراسة الاستطلاعية

المرحلة الثالثة: توزيع وتفریغ الاستبيان في Spss

1- توزيع الاستبيان

2- تشغيل برنامج Spss

3- القوائم الرئيسية لبرنامج SPSS

4- إنشاء ملف بيانات جديد

5- تقييغ الاستبيان في برنامج Spss

6- تحديد الأبعاد ودرجة المقياس ككل

المرحلة الرابعة: التأكيد من الخصائص السيكومترية لأدلة الدراسة

1 - الخصائص السيكومترية لأدوات الدراسة

1-1 - صدق الاختبار

1-2 - أنواع الصدق

1-2-1 - صدق المحتوى

أ- طريقة استشارة الخبراء(الصدق الظاهري)

أ-1 - حساب صدق الظاهري يدويا:

أ-2 - حساب صدق الظاهري باستخدام spss

ب- طريقة الاتساق الداخلي

ب-1 - حساب صدق الاتساق الداخلي يدويا

ب-2 - حساب صدق الاتساق الداخلي باستخدام spss

1-2-2 - صدق المقارنة الطرفية (الصدق التمييزي)

أ- حساب صدق المقارنة الطرفية (الصدق التمييزي) يدويا

ب- حساب صدق المقارنة الطرفية (الصدق التمييزي) باستخدام spss

1-2-3 - الصدق المستخرج من معامل الثبات (الصدق الذاتي)

1-3 - ثبات الاختبار

1-4 - أنواع الثبات

1-4-1 - الثبات بـألفا كرونباخ

أ- حساب معامل ألفا كرونباخ يدويا

ب- حساب معامل ألفا كرونباخ باستخدام spss

1-4-2 - الثبات بالتجزئة النصفية

أ- حساب الثبات بالتجزئة النصفية يدويا

ب- حساب الثبات بالتجزئة النصفية باستخدام spss

1-4-3 - الثبات بطريقة التناسق الداخلي (معادلة كيودر ورتشاردون-20)

أ- حساب الثبات بطريقة التناسق الداخلي(معادلة كيودر ورتشاردون-20) يدويا

ب- حساب الثبات بطريقة التناسق الداخلي(معادلة كيودر ورتشاردون-20) باستخدام spss

المرحلة الخامسة: وصف خصائص العينة (النكرارات ، الإحصاءات الوصفية)

1 - دراسة الخصائص الديمغرافية للعينة

أ- حساب الخصائص الديمغرافية للعينة يدويا

ب- حساب الخصائص الديمغرافية للعينة باستخدام Spss

2- إيجاد المتوسط الحسابي والانحراف المعياري

2-1- المتوسط الحسابي

أ- حساب المتوسط الحسابي يدويا

2-2- الانحراف المعياري

أ- حساب الانحراف المعياري يدويا

ب- حساب المتوسط الحسابي والانحراف المعياري باستخدام Spss

المرحلة السادسة: المعالجة الإحصائية لفرضيات الدراسة

1- خطوات المعالجة الإحصائية

2- التحقق من شروط الإحصاء البرامجي

أ- التأكد بأن البيانات تتبع التوزيع الطبيعي يدويا

ب- التأكد بأن البيانات تتبع التوزيع الطبيعي باستخدام Spss

3- معالجة الفرضيات

3-1- كيفية المعالجة الإحصائية لفرضيات العلاقية و اختيار الأسلوب الإحصائي المناسب

الحالة الأولى

1- معامل الارتباط بيرسون

2- الارتباط بيرسون البسيط

3- أنواع العلاقة بين المتغيرات

4- حساب معامل بيرسون البسيط يدويا

5- حساب معامل بيرسون البسيط باستخدام Spss

الحالة الثانية

1- الارتباط بيرسون المتعدد

2- حساب معامل بيرسون المتعدد يدويا

3- حساب معامل بيرسون المتعدد باستخدام Spss

الحالة الثالثة

1- معامل الانحدار البسيط

2- حساب معامل الانحدار البسيط يدويا

3- حساب معامل الانحدار البسيط باستخدام Spss

الحالة الرابعة

1- معامل الانحدار المتعدد

2- حساب معامل الانحدار المتعدد يدويا

3- حساب معامل الانحدار المتعدد باستخدام Spss

الحالة الخامسة

1- معامل سبيرمان

2- حساب معامل الارتباط سبيرمان يدويا

3- حساب معامل الارتباط سبيرمان باستخدام Spss

الحالة السادسة

1- معامل فاي φ

2- حساب معامل الارتباط فاي φ يدويا

3- حساب معامل الارتباط فاي φ باستخدام Spss

الحالة السابعة

1- معامل كرامر V

2- حساب معامل الارتباط كرامر V يدويا

3- حساب معامل الارتباط كرامر V باستخدام Spss

الحالة الثامنة

1- معامل الارتباط الثنائي الحقيقي (الطبيعي)

2- حساب معامل الارتباط الثنائي الطبيعي(ال حقيقي)(معامل الارتباط بايسيريال الطبيعي) يدويا

3- حساب معامل الارتباط الثنائي الطبيعي (ال حقيقي)(بايسيريال الطبيعي) باستخدام Spss

الحالة التاسعة

1- معامل الارتباط الثنائي (معامل الارتباط بايسيريال الاعتياري)

2- حساب معامل الارتباط الثنائي (بايسيريال الاعتياري) يدويا

3- حساب معامل الارتباط الثنائي (بايسيريال الاعتياري) باستخدام Spss

الحالة العاشرة:

الحالة العاشرة: النوع الأول

1- اختبار t لعينتين مستقلتين

2- حساب اختبار t لعينتين مستقلتين يدويا

3- حساب اختبار t لعينتين مستقلتين باستخدام Spss

الحالة العاشرة: النوع الثاني

1- اختبار t لعينتين متراقبتين

2- حساب اختبار t لعينتين متراقبتين يدويا

3- حساب اختبار t لعينتين متراقبتين باستخدام Spss

الحالة العاشرة: النوع الثالث

- 1- اختبار t لعينة واحدة
- 2- حساب اختبار t لعينة واحدة يدويا
- 3- حساب اختبار t لعينة واحدة باستخدام Spss

الحالة الحادية عشر

- 1- اختبار تحليل التباين Anova
- 2- حساب اختبار F تحليل التباين الأحادي Anova يدويا
- 3- حساب اختبار F تحليل التباين الأحادي Anova باستخدام Spss

الحالة الثانية عشر

الحالة الثانية عشر: النوع الأول

- 1- χ^2 لعينة واحدة (حسن المطابقة)
- 2- حساب اختبار كاف تربيع (χ^2) لعينة واحدة (حسن المطابقة) يدويا
- 3- حساب اختبار كاف تربيع (χ^2) لعينة واحدة (حسن المطابقة) باستخدام Spss

الحالة الثانية عشر: النوع الثاني

- 1- χ^2 دلالة الفروق لعينتين مستقلتين أو أكثر (الاستقلالية)
- 2- حساب χ^2 دلالة الفروق لعينتين مستقلتين أو أكثر يدويا:
- 3- حساب χ^2 دلالة الفروق لعينتين مستقلتين أو أكثر باستخدام Spss

الحالة الثالثة عشر

- #### **1- اختبار المستوى**
- أ- تحديد المجالات
 - ب- حساب المتوسط الفرضي
 - ت- حساب المتوسط الحسابي
 - ث- مقارنة المتوسط الحسابي مع المتوسط النظري (الفرضي)

المرحلة الأولى: التعرف على مجتمع وعينة الدراسة

1- المجتمع الإحصائي للدراسة:

من بين مراحل البحث العلمي نجد أنه على الباحث تعريف المجتمع الإحصائي تعرضاً دقيقاً، وإذا كان المجتمع الإحصائي مكوناً من مجموعة صغيرة من الأفراد أو العناصر التي يمكن دراستها وتناولها جميعاً بالبحث، عندها يتم مسح شامل لكافة عناصر المجتمع، ويشار للمجتمع الإحصائي في هذه الحالة بأنه مجتمع محدود، وقد يكون المجتمع مكوناً من مجموعة غير منتهية من العناصر أو الأفراد، يتذرع لسبب أو آخر إجراء عملية مسح شامل، عندها تقصر الدراسة على عينة من ذلك المجتمع، ويصنف عندها المجتمع على أنه مجتمع غير محدود. عليه يمكن التوصل إلى ما يلي:

أ- المجتمع الإحصائي: مجموعة جميع العناصر أو الأفراد الذين تتناولهم الدراسة المتعلقة بالمشكلة التي تم تحديدها.

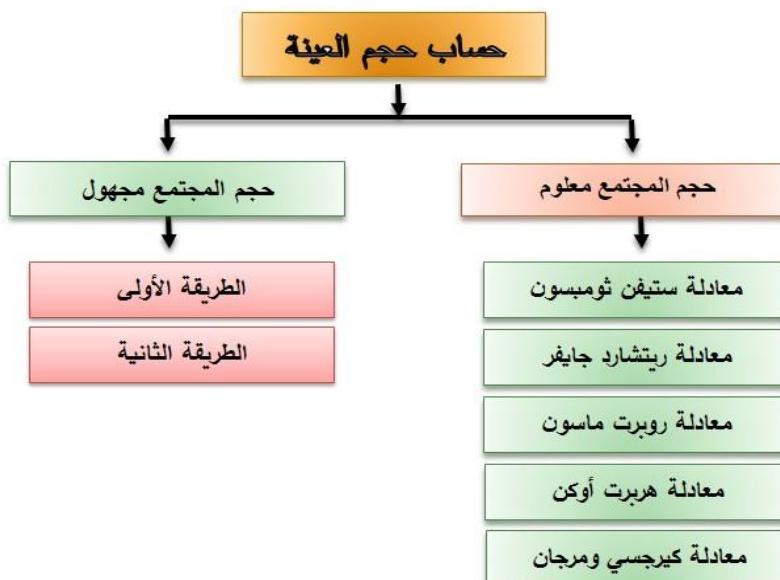
ب- العينة: مجموعة جزئية من المجتمع الإحصائي. (أبو زينة وآخرون، 2007، ص، 19)

2- طريقة اختيار عينة الدراسة:

2-1- حساب حجم العينة:

دائماً ما يقع الباحثون في إشكالية تحديد حجم العينة المناسب لدراستهم، وهناك كثير من العوامل التي تؤثر على كيفية اختيار عينة تمثل المجتمع تمثيلاً صحيحاً لتحقيق أهداف الدراسة.

ومن أجل ذلك هناك عدة معادلات إحصائية قد تساعدننا في ذلك، وهناك حالات هما: حجم المجتمع معلوم وحجم المجتمع مجهول.



١-١-٢ حجم العينة معلوم:

هناك عدة معادلات إحصائية ونكتفي بمعادلة واحدة لأنها كافية وبينها وبين باقي المعادلات اختلافات بسيطة لذلك سنختار أشرها وهي:

أ-معادلة ستيفن ثومبسون Steven.k.thompson

$$n = \frac{N \times P(1 - P)}{\left[(N - 1) \left(\frac{d^2}{z^2} \right) \right] + p(1 - p)}$$

n: حجم العينة

N: حجم المجتمع

P: تمثل القيمة الاحتمالية 0.50 (تعتمد في الغالب على النسبة المتوسطة 50% إذا تعذر الحصول على النسبة الحقيقية لتوفير الخاصية في مجتمع الدراسة)

d: تمثل نسبة الخطأ المقبول في العينة وهي تساوي:

إذا كان مستوى الثقة 95% = 0.05 (الأكثر استخداماً في العلوم الإنسانية والاجتماعية)

إذا كان مستوى الثقة 99% = 0.01

Z: تمثل الدرجة المعيارية المقابلة لمستوى الثقة:

إذا كان مستوى الثقة 95% = 1.96 (الأكثر استخداماً في العلوم الإنسانية والاجتماعية)

إذا كان مستوى الثقة 99% = 2.58

مثال: إذا كانت لدينا حجم مجتمع الدراسة يساوي 1465 ومستوى الثقة 95%，

ما هو حجم العينة المناسب؟

الحل: لحساب حجم العينة المناسب نستخدم معادلة ستيفن ثومبسون

$$n = \frac{N \times P(1 - P)}{\left[(N - 1) \left(\frac{d^2}{z^2} \right) \right] + p(1 - p)}$$

لدينا:

1465 = N

? = n

0.50 = P

0.05 = 95% = d

1.96 = 95% = Z ومنه:

$$n = \frac{1465 \times 0.50(1 - 0.50)}{[(1465 - 1) \left(\frac{0.05^2}{1.96^2}\right) + 0.5(1 - 0.5)]}$$

$$n = \frac{732.5 \times 0.50}{1464 \times \left(\frac{0.0025}{3.841}\right) + 0.5 \times 0.5} = \frac{366.25}{0.95 + 0.25} = 305.20 \simeq 305$$

حجم العينة المناسب لهذا المجتمع هي 305 (يجب تقرير القيمة سواء بالزيادة أو بالنقصان بناء على قيمة الرقم بعد الفاصلة فإذا أقل من 0.5 بالنقصان وإذا كان أكبر من 0.5 بالزيادة)

$$n = \frac{\left(\frac{z}{d}\right)^2 \times (p)^2}{\left(\frac{\left(\frac{z}{d}\right)^2 \times (p)^2}{N} - 1\right) + 1}$$

ب- معادلة ريتشارد جايغر

$$n = \frac{N}{\left[\left(\frac{d}{z}\right)^2 \times (N-1)\right] + 1}$$

ت- معادلة روبرت ماسون:

$$n = \frac{p(1-p)}{\left(\frac{d}{z}\right)^2 + \frac{p(1-p)}{N}}$$

ث- معادلة هيربرت أركن:

$$n = \frac{(X^2 \times N) \times p(1-p)}{(d^2(N-1)) + (X^2 \times p(1-p))}$$

ج- معادلة كيرجسي ومورجان:

تختلف هذه المعادلة عن باقي المعادلات في قيمة χ^2 التي تمثل القيمة الحرجة لاختبار كاي تربيع لدرجة حرية واحدة حيث: إذا كان مستوى الثقة 95% = 3.84، وإذا كان مستوى الثقة 99% = 6.64.

*ويمكن أيضا تحديد حجم العينة باستخدام جدول كريجسي ومورجان Morgan & Krejcie، حيث توصلوا عام 1970 إلى جدول لتحديد حجم العينة لمجموعة سكانية معينة لتسهيل الرجوع إليه.

حجم عينة البحث إذا كان مجتمع البحث متجانسا

حجم العينة	حجم مجتمع البحث	حجم العينة	حجم مجتمع البحث	حجم العينة	حجم مجتمع البحث
291	1200	140	220	10	10
297	1300	144	230	14	15
302	1400	148	240	19	20
306	1500	152	250	24	25
310	1600	155	260	28	30
313	1700	159	270	32	35
317	1800	162	280	36	40
320	1900	165	290	40	45
322	2000	169	300	44	50
327	2200	175	320	48	55
331	2400	181	340	52	60
335	2600	186	360	56	65
338	2800	191	380	59	70
341	3000	196	400	63	75
346	3500	201	420	66	80
351	4000	205	440	70	85
354	4500	210	460	73	90
357	5000	214	480	76	95
361	6000	217	500	80	100
364	7000	226	550	86	110
367	8000	234	600	92	120
368	9000	242	650	97	130
370	10000	248	700	103	140
375	15000	254	750	108	150
377	20000	260	800	113	160
379	30000	265	850	118	170
380	40000	269	900	123	180
381	50000	274	950	127	190
382	75000	278	1000	132	200
384	100000	285	1100	136	210

Krejcie,R.V.,&Morgan,D.W.(1970).

٢-١-٢- حجم العينة مجهول:

أ- المعادلة الأولى:

$$n = \frac{Z^2 \times P(1 - P)}{d^2}$$

حيث : n = حجم العينة

P = معامل الاختلاف بين مفردات المجتمع وهي تساوي 0.50

d = تمثل نسبة الخطأ المقبول في العينة وهي تساوي: إذا كان مستوى الثقة 95% = 0.05

إذا كان مستوى الثقة 99% = 0.01

Z = تمثل الدرجة المعيارية المقابلة لمستوى الثقة: إذا كان مستوى الثقة 95% = 1.96

إذا كان مستوى الثقة 99% = 2.58

مثال: لدينا مجتمع مجهول ونريد سحب عينة دراسة عند مستوى الثقة 95%.

فما هو حجم العينة المناسب؟

الحل:

$$n = \frac{Z^2 \times P(1 - P)}{d^2}$$

1.96 = % 95 Z

0.05 = % 95 D

نطبق المعادلة: 0.50 = P

$$n = \frac{1.96^2 \times 0.50(1 - 0.50)}{0.05^2} = \frac{3.84 \times 0.25}{0.0025} = \frac{0.960}{0.0025} = 384.16 \simeq 384$$

إذا حجم العينة المناسب هو 384 فردا

ب- المعادلة الثانية:

$$n = \frac{4 \times P(100 - P)}{25}$$

n : تمثل حجم العينة

P : تمثل نسبة توفر الخاصية في المجتمع المرد دراسته، والتي يمكن استخراجها من الدراسات السابقة أو

غيرها، وفي حالة عدم معرفة تلك النسبة نستخدم أكبر نسبة ممكنة وهي 50% وهو المستعمل غالباً لأنه

من المفروض تكون الدراسة حديثة.

مثال: لدينا مجتمع مجهول نريد سحب عينة دراسة منه فما هو حجم العينة المناسب؟

الحل:

$$n = \frac{4 \times P(100 - P)}{25}$$
$$n = \frac{4 \times 50(100 - 50)}{25} = \frac{4 \times 2500}{25} = 400$$

إذا حجم العينة المناسب هو 400 فرد.

3- أنواع عينات الدراسة:

إن اختيار العينة يجب أن يخضع إلى عدة اعتبارات معينة، مثلاً أن يتجرد الاختيار من التدخل الشخصي للقائم بالتجربة، وأن يكون الاختيار عشوائياً في طبيعته أي أن لكل وحدة من وحدات المجتمع لها نفس الفرصة في اختيارها في العينة، كما أنه لا تغالي في صغر عدد أفراد العينة من أجل توفير المال والجهد. (عبد المجيد، 2000، ص، 158)

3-1- العينات العشوائية (الاحتمالية):

3-1-1- العينة العشوائية البسيطة:

وفيها يختار أفراد العينة بشكل عشوائي بحيث يعطي لكل فرد في المجتمع نفس الفرصة في الظهور التي تعطى لغيره عند الاختيار، وهناك عدة طرق لاختيار العينة العشوائية البسيطة ومنها:

أ- القرعة

ب- طريقة الجداول العشوائية: بوضع قائمة في جدول لكل أفراد المجتمع الأصلي ولكل مرة تقوم بوضع إصبعنا في مكان مختلف عشوائياً ونبدأ منها حتى ينتهي العمود ونكمي العمود الذي يليه وهذا حتى نحصل على عدد العينة المطلوب.

مثال: نريد حسب عينة من 30 فرداً من المجتمع أصلي قدره 100 فرد
نقوم بوضع قائمة المجتمع في جدول بهذا الشكل

37	36	35	34	33	32	31	30	29	28	27	26	25	24	23	22	21	20	19	18	17	16	15	14	13	12	11	10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0
----	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---

ثم نقوم بوضع الإصبع بطريقة عشوائية على عدد الأرقام.. فليكن مثلاً 37، نبدأ نحسب منه والانتقال للصفوف المجاورة حتى نصل للعدد 30 المراد سحبه. لنصل إلى العدد 66.

91	81	71	61	51	41	31	21	11	1
92	82	72	62	52	42	32	22	12	2
93	83	73	63	53	43	33	23	13	3
94	84	74	64	54	44	34	24	14	4
95	85	75	65	55	45	35		15	5
96	86	76	66	56	46	36		16	6
97	87	77	67	57	47	37		17	7
98	88	78	68	58	48	38		18	8
99	89	79	69	59	49	39		19	9
100	90	80	70	60	50	40	30	20	10

-ج-

طريقة العملة النقدية: ذكر اسم الشخص ونلقي العملة مع تحديد وجه العملة المخصص للقبول وهذه الطريقة تستخدم في المجتمعات البحثية الصغيرة.

د- استعمال الحاسوب: من خلال استخدام برامج إحصائية معينة. (عبان، العينات العشوائية، 2021)

3-1-2- العينة العشوائية المنتظمة:

وفي هذه الحالة يتم سحب العينة بعد تقسيم المجتمع إلى فئات أو وحدات متساوية ثم اختيار أفراداً من هذه الأقسام على أبعاد متساوية منها فإذا قسمنا المائة مثلاً إلى عشرة أقسام واخترنا عشوائياً الرقم 3 فيكون أفراد العينة المنتظمة هم الذين تمت لهم الأرقام 3، 13، 23...الخ. ويحدد الباحث نسبة العينة وحجمها بعد تحديد المجتمع وتسجيله في قوائم تحمل أرقاماً متسلسلة تسهل عليه اختيار عينة البحث دون لبس أو غموض أو تكراراً، فإذا كان حجم المجتمع على سبيل المثال 4000 شخص ونسبة العينة 5% فإن:

حجم العينة:

$$\text{حجم العينة} = \frac{\text{نسبة العينة} \times \text{حجم المجتمع}}{100} = \frac{5 \times 4000}{100} = 200$$

طول المسافة:

$$\text{طول المسافة} = \frac{\text{حجم المجتمع}}{\text{حجم العينة}} = \frac{4000}{200} = 20$$

فيكون اختيار مفردة واحدة من كل 20 مفردة ويكون اختيار المفردة الأولى عشوائياً من المجتمع فإذا وقع الاختيار على رقم 4 فإن اختيار يكون وفق ثبات طول المسافة المحددة وهي 20، أي يتم اختيار 4

، 44، 64، 84....الخ. وهكذا إلى أن يتم استعراض أسماء أو أرقام كل المجتمع. (عبدالمجيد، 2000، ص، 162)

3-1-3- العينة العشوائية الطبقية:

هذا النوع العينات العشوائية يتعامل مع مجتمع غير متجانس وذلك وفق الخطوات التالية:

- 1 تحديد وتعريف المجتمع الأصلي
- 2 تحديد حجم العينة
- 3 تحديد الطبقات الفرعية بناء على خصائص المجتمع الأصلي
- 4 اختيار عينة عشوائية بسيطة من كل طبقة فرعية وفق طريقة التناسب التالية:

$$\text{حجم الطبقة الفرعية} = \frac{\text{حجم الطبقة} \times \text{حجم العينة}}{\text{حجم المجتمع}}$$

مثال: من أجل القيام بدراسة علة طلبة كلية العلوم الاجتماعية البالغ عددهم 680 طالب موزعين كالتالي:

- طلبة علم النفس عددهم 230
- طلبة علم الاجتماع عددهم 270
- طلبة علوم التربية عددهم 180

تم تحديد عينة الدراسة الممثلة للمجتمع الأصلي والتي قدرت بـ 68 طالباً بنسبة 10%.

نقوم بتحديد عينة الدراسة في كل طبقة باستخدام طريقة التناسب وتكون كالتالي:

$$\text{حجم الطبقة الفرعية} = \frac{\text{حجم الطبقة} \times \text{حجم العينة}}{\text{حجم المجتمع}}$$

أ- عينة طبقة علم النفس:

$$\text{حجم الطبقة الفرعية} = \frac{68 \times 230}{680} = 23 \text{ طالب}$$

ب- عينة طبقة علم الاجتماع:

$$\text{حجم الطبقة الفرعية} = \frac{68 \times 270}{680} = 27 \text{ طالب}$$

ت- عينة طبقة علوم التربية:

$$\text{حجم الطبقة الفرعية} = \frac{68 \times 180}{680} = 18 \text{ طالب}$$

إذا حجم عينة الدراسة هي: $68 = 18 + 27 + 23$

3-1-4- العينة العشوائية العنقودية:

إن وحدات بعض المجتمعات تكون على شكل تجمعات، وغالباً ما تكون متشابهة إلى حد كبير بالنسبة للخاصية التي تقوم بدراستها مثل: المدن، الكليات، ... وغيرها. فإن هذه التجمعات عندما تسمى عناقيد، إذ يحوي كل عنقد منها عدد من عناصر المجتمع الأصلية، والتي غالباً ما تكون متاجسة، وفي هذه الحالة

نلجم إلى العينة العنقودية التي تقسم إلى:

- عينة عنقودية بمرحلة واحدة.

- عينة عنقودية بمرحلتين.

- عينة عنقودية متعددة المراحل.

مثال: إذا كان باحث في أن يجري دراسة دراسته على طلبة أحد الجامعات، وبإتباعه لأسلوب العينة العشوائية العنقودية فإنه سيقسم الجامعة إلى كليات والكليات إلى أقسام والأقسام إلى شعب والشعب إلى تخصصات وهكذا، على شكل عنقود العنب وفي كل مرة سيأخذ عينة بشكل عشوائي، ابتداءً من أسفل الهرم الإداري للجامعة وهي التخصصات صعوداً إلى الجامعة (عبان، العينات العشوائية، 2021)

3-2-العينات الغير العشوائية (الغير احتمالية):

هذا النوع يعتبر من أقل أنواع العينات دقة في تعميم النتائج عكس العينات العشوائية وتبقى النتائج المتحصل عليها خاصة بالعينة محل الدراسة ولا يمكن تعميمها. ومنها نجد:

3-2-1 العينة القصدية:

تستخدم العينة القصدية في البحوث التي يكون فيها الباحث على معرفة بخصائص المجتمع ومدى توافر صفة أو خاصية معينة في مفرداته المعتمد اختيارها أي مقصودة، أي أن اختيار العينة يكون محدوداً على الأفراد الذين يحملون نفس الخاصية أو السمة المشتركة بينهم.

مثال: اختيار الباحث عينة من الطلبة المعدين للسنة، هنا تقتصر على الطلبة الذين يشتغلون في خاصية الإعادة فقط فهم المقصودين بالدراسة.

3-2-2 العينة الصافية:

وهي العينة التي يتم فيها اختيار مفردات الدراسة نتيجة لعامل الصافية فقط وليس لأي عامل آخر، والتي تتصف بسهولة التطبيق ولا تتطلب أي إجراء مسبق.

مثال: لقياس اتجاهات الرأي العام حول قضية ما نقوم بسؤال من مقابله مصادفة في الشارع وتستخدم في البرامج الإعلامية والتلفزيونية.

3-2-3 العينة الحصصية:

تتطلب معرفة مسبقة لمجتمع الدراسة من حيث تكوين المجموعات داخله. وعملية الاختيار في كل مجموعة لا ترتبط بقواعد معينة ولكن لقناعة الباحث بشرط أن تمثل كل مجموعة في العينة حسب تمثيلها في مجتمع الدراسة، وتعتبر من أفضل العينات الغير عشوائية لأن الباحث يختار العينة وفقاً لخصائص محددة مسبقاً لأفراد المجتمع.

مثال: يحدد الباحث فئات المجتمع المدروس (ابتدائي، متوسط، ثانوي، جامعي) ثم يختار عدد ثابت من كل فئة، كأن يختار 10 من الابتدائي، 10 من المتوسط، 10 من الثانوي، 10 من الجامعي.

3-2-4 عينة كرة الثلج:

فيها يتعرف الباحث على فرد من المجتمع الأصلي يقوده لأفراد آخرين وهكذا يتسع نطاق معرفة الباحث بهذا المجتمع، وتسمى بالعينة المتضاعفة.

مثال: يريد الباحث دراسة مجتمع المدمنين في مدينة ما، فيقوم بالتعرف على أحدهم وتكون علاقته معه فسوف يقوده إلى مجموعة من الزملاء المدمنين.

✓ بعد تحديد نوع وحجم عينة الدراسة من المجتمع الكلي يجب أن نسحب منها عينة الدراسة الاستطلاعية.

المرحلة الثانية: الدراسة الاستطلاعية

بعد التعرف على مجتمع الدراسة و اختيار عينة الدراسة ونوعها يتم اختيار عينة من أخرى وهي عينة الدراسة الاستطلاعية والتي تستخدم بعرض التأكد من الخصائص السيكومترية لأداة الدراسة.

1- الدراسة الاستطلاعية:

وهناك نوعان من الدراسة الاستطلاعية هما

أ- الدراسة الاستطلاعية النظرية: وفيها يقوم الباحث بزيارات إلى مختلف المكتبات، بغية إلقاء نظرة على المراجع الخاصة ببحثه النظري، أو الخاصة ببعض المحاور النظرية في بحثه.

ب- الدراسة الاستطلاعية الميدانية : يقوم فيها الباحث بتنظيم زيارات إلى ميدان الدراسة، للاطلاع على ميدان دراسته، إن كان بحثه كله ميداني.

أو أن يطلع على الجانب الميداني الذي يخص بعض محاور دراسته الميدانية.

لأن للدراسة الاستطلاعية الميدانية دورا هاما في تحديد وضبط عنوان البحث، كما لها دورا في تحديد عينة البحث وضبطها، وأيضا في تحديد منهج الدراسة وأدوات البحث.(زرواتي، 2012، ص، 19)

تقوم الدراسة الاستطلاعية على مجتمع الدراسة بغرض تحديد المنهج المناسب للدراسة ونوع المعاينة، كما تسمح لنا بالتعرف على الظروف التي سيتم فيها إجراء البحث وكذا الصعوبات التي ربما تواجهنا في التطبيق النهائي لأدوات البحث على العينة، ويجب التأكيد من استعداد أفراد العينة ورضاهما على الإجراءات الخاصة التي ستبني معهم في البحث، كما يتم فيها بناء أدوات البحث إن لم تكن متوفرة، والتأكد من خصائصها السيكومترية، وقد ذكر منسي (2003) أن على الباحث أن يوضح لأفراد العينة أهداف الدراسة لكي يساعدوه في تحقيقها. (غريب، 2016، ص، 40).

2- أهداف الدراسة الاستطلاعية:

- بناء أدوات البحث التي تقيس متغيرات الدراسة .
- التحقق من الخصائص السيكومترية للمقاييس (الصدق، الثبات).
- التأكيد من فهم أفراد العينة لمختلف جوانب مقاييس وهي: (صياغة البنود، مستويات الإجابة، ظروف التطبيق، طريقة التطبيق،....) بالإضافة إلى فهمهم لأهداف الدراسة واستعدادهم ورضاهما عن إجراءات التطبيق.
- تحديد الفترة الزمنية التي يستغرقها أفراد العينة في الإجابة على عبارات المقاييس.
- التعرف على الظروف الملائمة التي سيتم فيها إجراء البحث كالزمان والمكان المناسبين للتطبيق وطريقة التطبيق (فردية أو جماعية) والتأكد من وضوح لغة المقاييس
- التعرف على خصائص مجتمع الدراسة الأصلي.
- تحديد حجم الدراسة الأساسية. (غريب، 2016، ص، 41).

3- عينة الدراسة الاستطلاعية:

يتم اختيار عينة ممثلة للدراسة الأساسية بطريقة عشوائية تسمى عينة الدراسة الاستطلاعية، ومن الأحسن تكون أكبر أو تساوي 30، ويتم إقصاء هذه العينة المختارة من عينة الدراسة الأساسية. وفي بعض البحوث يتم اعتماد نسبة 10 % إذا كانت حجم عينة الدراسة الأساسية كبير.

المرحلة الثالثة: توزيع وتفریغ الاستبيان في Spss

1- توزيع الاستبيان :

نقوم بتوزيع الاستبيان على عينة الدراسة الاستطلاعية بهدف التأكيد من صلاحيته للدراسة
ليكن لدينا نموذج الاستبيان التالي:

المحور الأول: خصائص العينة (البيانات الشخصية):

- الجنس : ذكر () ، أنثى ()
- السن:
- المستوى الدراسي : بدون مستوى () ، ابتدائي () ، متوسط () ، ثانوي () ، جامعي ()
- الخبرة المهنية : أقل من 5 سنوات () ، من 05 إلى 15 سنة () ، أكثر من 15 سنة ().

1- استبيان الثقافة التنظيمية

الأبعاد	الرقم	العبارات	دائمًا	أحياناً	نادرًا
جـ.ـ الــ ثــقــاـفــةــ	01	تسود الثقة المتبادلة بين الإدارة والموظفيين			
	02	تسود الثقة المتبادلة بين الموظفيين فيما بينهم			
	03	تعمل إدارة المؤسسة على تهيئة جو الرضا بين الموظفيين			
	04	أتخاطب مع زملائي في أمور العمل بمفردات (لغة) مشتركة			
	05	أشعر أن المؤسسة تركز على الجانب الإنساني			
	06	غالباً ما يسمح لنا بالمشاركة في اتخاذ بعض القرارات			
	07	يتناول الموظفون الحكايات والروايات المشتركة حول العمل			
	08	أعتقد أن الموظفين يتقيدون باللواحة والنظم الإدارية السائدة			
	09	المساواة هي الأساس الذي تتعامل به الإدارة العليا مع كل الموظفين			
	10	يسود دوران العمل في المؤسسة			
جـ.ـ الــ مــعــارــفــ	11	أفضل إنجاز العمل في حينه وعدم تأجيله			
	12	احترم مواعيد العمل			
	13	تؤكد المؤسسة على العدالة (المساواة) بين الموظفيين			
	14	أعتقد أنه يوجد قدر كبير من الثقة بين الموظفيين			
	15	أشعر بأهمية العمل الذي أقوم به			
	16	أشعر أن عملي يمنعني مكانة اجتماعية			
	17	أشعر أن الموظفين يعاملون بالمساواة			
	18	تشجع المؤسسة العمل بروح الفريق (العمل الجماعي)			
	19	أعتقد أن العمل الجماعي سمة مميزة في عملنا			
	20	أحياناً يكلف الموظفون في وحدة معينة بإنجاز أعمال تخص وحدات أخرى			
	21	أعتقد أن هناك تباعدًا بين الموظفيين			
	22	أعتقد أن تحسين كفاءة الأقسام والوحدات التنظيمية يتطلب مشاركة جميع الأعضاء			
	23	أعتقد أن هناك تنسيق بين الوحدات التنظيمية (مختلف المكاتب) يتطلب مشاركة جميع الأعضاء			
	24	أحاول عدم التأخير عن مواعيد العمل			

هذا الاستبيان يتكون من جزأين هما .

الجزء الأول: يتعلّق بخصائص العينة وهي الجنس، السن، المستوى الدراسي، والخبرة المهنية.(**هذه** **الخصائص تستخدم دائمًا لصياغة فرضيات الفروق**)

الجزء الثاني: عبارة عن مجموعة من الأسئلة (العبارات)(البنود) تمثل المتغير الأول من الدراسة (الثقافة التنظيمية)، يتم الإجابة عليها وفق طريقة ليكارت الثلاثي (دائماً، أحياناً، نادراً)، باختيار بديل واحد من بدائل الإجابة، ويكون هذا الاستبيان من 24 سؤال مقسمة إلى أربعة أبعاد (محاور) مكونة للمتغير الكلي (الثقافة التنظيمية) وهي كالتالي :

- **البعد 01:** وهو بعد قيم الاتتماء تمثله الأسئلة من 01 إلى 08
- **البعد 02:** وهو بعد قيم التعاون تمثله الأسئلة من 09 إلى 13
- **البعد 03:** وهو بعد قيم الحرية تمثله الأسئلة من 14 إلى 19
- **البعد 04:** وهو بعد قيم العدالة تمثله الأسئلة من 20 إلى 24

هذه الأبعاد تستخدم عادة في صياغة الفرضيات الجزئية للمتغير وربطها بالمتغير الثاني لأن درجاتها مكونة أيضاً للدرجة الكلية للاستبيان.

يعتبر برنامج التحليل الإحصائي SPSS أحد البرامج الإحصائية التي لاقت شيوعاً في استخدامها من قبل الباحثين لقيام بالتحليلات الإحصائية، ويستخدم البرنامج في كثير من المجالات العلمية والتي تشمل على سبيل المثال، العلوم الإدارية والاجتماعية والهندسية والزراعية. وكلمة SPSS هي اختصار للمسمى الكامل لبرنامج وهي:

"Statistical Package for Social Sciences"

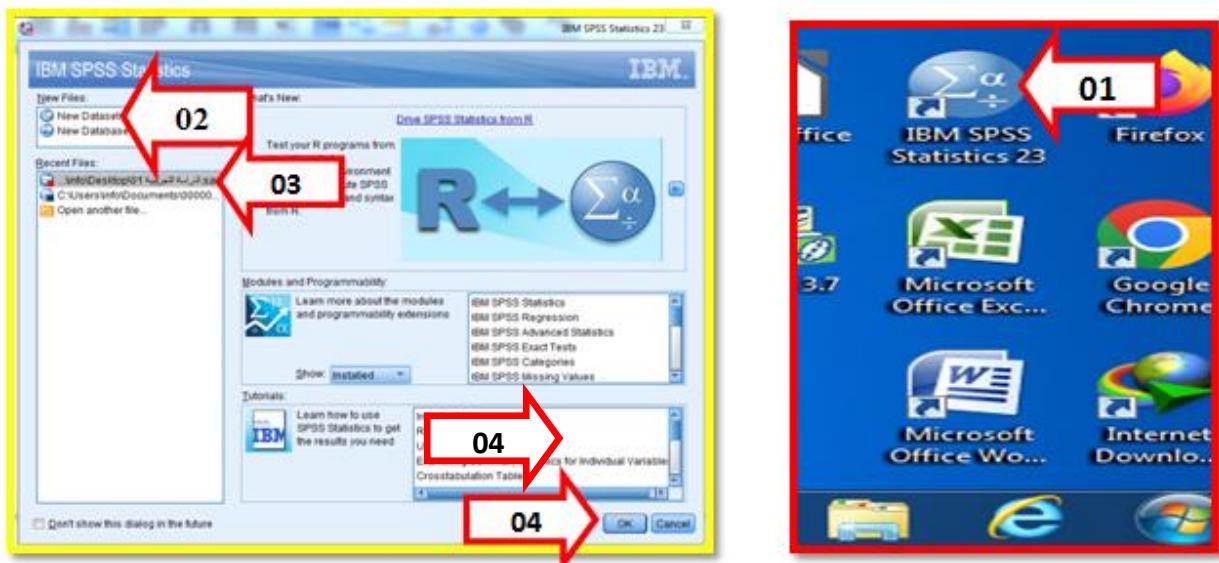
والتي تعني "البرنامج الإحصائي للعلوم الاجتماعية".

2- تشغيل برنامج Spss :

يمكن تشغيل برنامج بواسطة النقر المزدوج على أيقونة البرنامج والتي تظهر على سطح المكتب أو عند طريق النقر المفرد على أيقونة البرنامج من قائمة البرامج المتوفرة على جهاز الحاسب الآلي.

ولتفريغ هذا الاستبيان في برنامج Spss نتبع الخطوات التالية:

نقوم في البداية بفتح البرنامج بالشكل التالي 



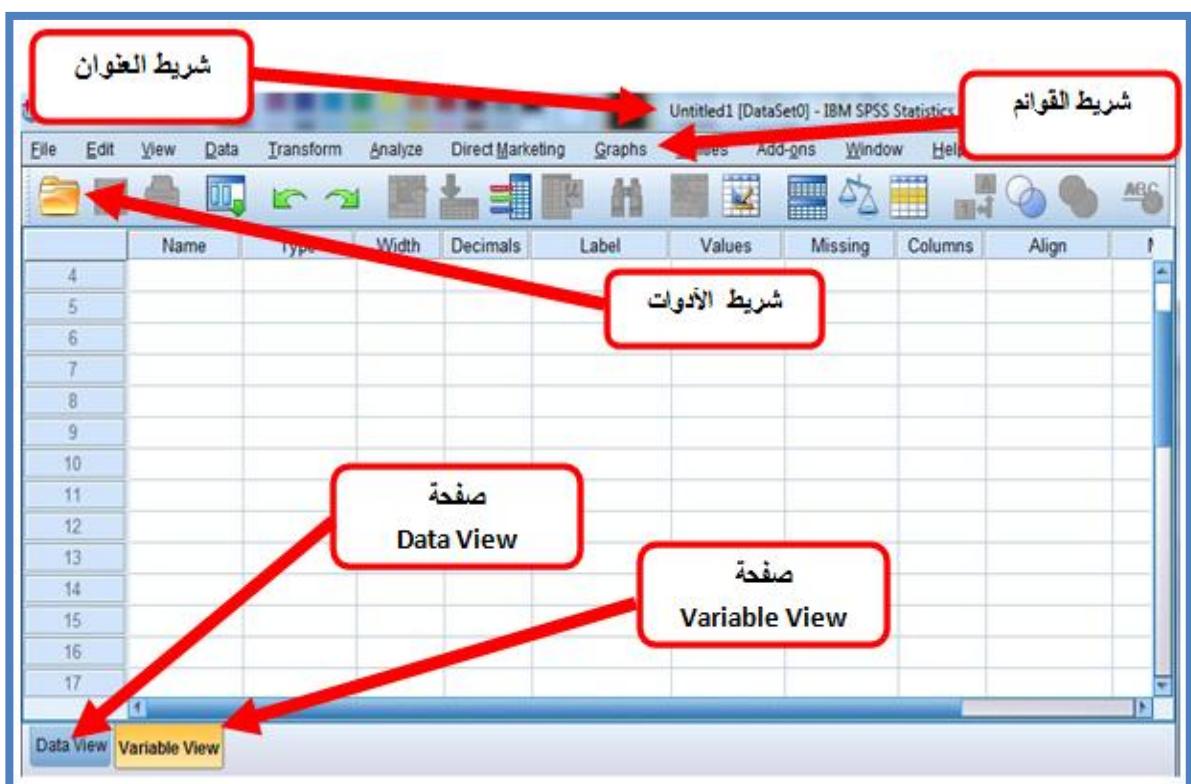
01: في سطح المكتب أو في قائمة ابدأ نجد رمز البرنامج نقوم بالضغط عليه مرتين فتظهر الشاشة الثانية بعد ظهور شاشة البداية الموضحة في الشكل، نجد فيها عدة خيارات أهمها ما يلي:

02: إذا أردنا فتح ملف جديد نضغط على خيار **New Dataset**

03: أما إذا أردنا فتح ملف قديم تم حفظه مسبقاً نذهب إلى خانة المحفوظ سابقاً.

04: ثم نضغط على OK للموافقة والتأكيد على الخيار السابق.

عند اختيار ملف جديد تظهر لنا الصفحة التالية وهي واجهة برنامج *Spss*



تظهر نوافذ البرنامج الذي يتكون من:

- شريط العنوان المكتوب فيه Spss
- شريط القوائم (الأوامر) بداية من File ونهاية بـ Help
- شريط الأدوات بداية من Open وحتى Abc
- وفي الأسفل نجد الصفحتين الرئيسيتين: Data View (صفحة البيانات) و Variable View (صفحة المتغيرات).

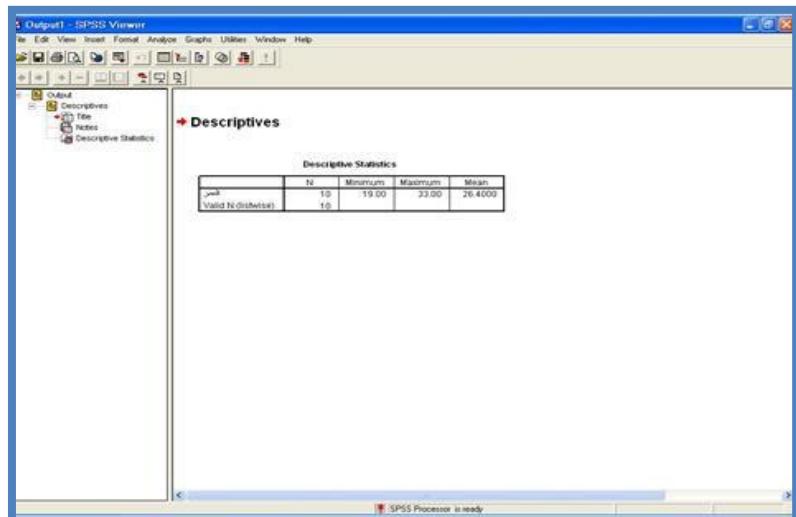
الورقة الأولى: عرض (صفحة) البيانات (Data View)

وتخدم هذه الورقة مهمة إدخال وتعديل وعرض البيانات للباحث، وتمثل الأعمدة المتغيرات في حين تمثل الصفوف الحالات محل الدراسة، وبذلك تمثل كل خلية مشاهدة المتغير للحالة المقابلة.

الورقة الثانية : عرض (صفحة) المتغيرات (Variable View)

وتخدم هذه الورقة وظيفة التحكم بخصائص المتغيرات، والتي ستنظرق لها بالتفصيل لاحقاً

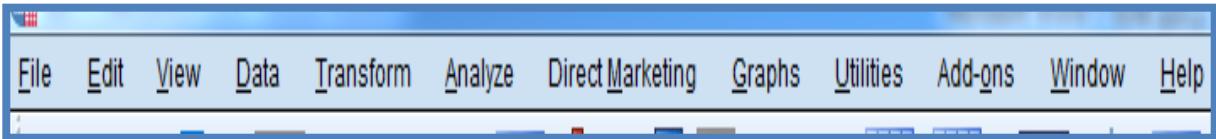
* يوجد كذلك شاشة أخرى لإظهار نتائج التحليل الإحصائي وتسمى Output عرض النتائج ، إلا أن هذه الورقة لا تظهر مباشرة عند تشغيل البرنامج ولكن تظهر مباشرة عند طلب النتائج لأي عملية إحصائية Viewer



3- القوائم الرئيسية لبرنامج SPSS

أ- شريط القوائم (الأوامر):

تعتمد جميع البرامج التي تعمل تحت نظام ويندوز على مجموعة من القوائم والتي يمكن من خلالها القيام بجميع العمليات المطلوبة من البرنامج. ويحتوي في برنامج SPSS على 10 قوائم رئيسية وهي:



1. قائمة الملف File Menu

إن الهدف الرئيس من قائمة الملف هو التحكم بالملفات، وذلك عن طريق إنشاء ملف أو فتح ملف أو عرض معلومات عن ملف أو طباعة ملف. كذلك فإن قائمة الملف تعرض قائمة بأخر الملفات التي تم استخدامها.

2. قائمة التحرير Edit menu

وتستخدم هذه القائمة لعمليات التعديل في البيانات مثل عمليات النسخ والقص واللصق وعمليات البحث عن متغيرات.

3. قائمة العرض View Menu

يمكن باستخدام قائمة عرض الأدوات عرض وإخفاء شريط الأدوات وخطوط الشبكة في شاشة محرر البيانات، كذلك يمكن تعديل الخطوط المستخدمة في البرنامج.

4. قائمة البيانات Data Menu

تحتوي قائمة البيانات على العديد من الأدوات المهمة والتي تستخدم لتحديد المتغيرات وقيمها وترتيب المتغيرات وعمليات دمج وفصل الملفات.

5. قائمة التحويل Transform Menu

تحتوي قائمة تحويل البيانات على العديد من الأوامر التي تستخدم لعمليات التعديل في قيم المتغيرات مثل حساب قيم جديدة للمتغيرات وإعادة ترميز المتغيرات وعمليات إنشاء قيم عشوائية.

6. قائمة التحليل Analyze Menu

وتعتبر قائمة التحليل أهم قائمة لاحتواها على العديد من الأوامر لتنفيذ التحليلات الإحصائية المختلفة

7. قائمة الرسومات Graphs Menu

وتشمل قائمة الرسومات على العديد من الأوامر لتمثيل البيانات بيانيًا، والتي تعرض البيانات بعدة طرائق لتلائم التحليل المطلوب.

8. قائمة الخدمات Utilities Menu

وتستخدم قائمة الخدمات لمعرفة بعض المعلومات عن المتغيرات والملفات وكذلك تحديد مجموعات جزئية من المتغيرات.

9. قائمة النوافذ المساعدة Windows Menu

وتشتمل قائمة النوافذ للإبدال من نافذة إلى أخرى أو تصغير النوافذ.

10. قائمة المساعدة Help Menu

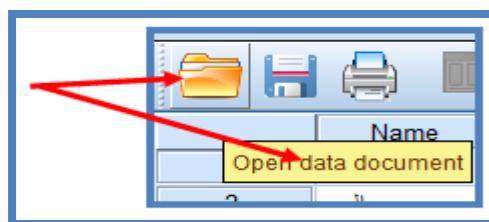
وتشتمل قائمة المساعدة توفر خدمة عرض المساعدة اللحظية للمستخدم.

ب - شريط الأدوات Toolbar

يوفّر شريط الأدوات مجموعة من الأيقونات والتي يمثل كل واحد منها أحد الأوامر من إحدى القوائم المذكورة سابقاً، فعند النقر على إحدى الأيقونات، ينفذ الأمر المرتبط بهذه الأيقونة.



وبالإشارة باستخدام الفأرة على إحدى الأيقونات، يمكن التعرف على العملية المرتبطة بها، فعلى سبيل المثال عند الإشارة على أيقونة فتح ملف، تظهر التعليمات المرتبطة بالأيقونة.



المهمة	الرمز	المهمة	الرمز
البحث		فتح الملفات	
إضافة صف (حالة جديدة)		الحفظ	
إضافة عمود (متغير جديد)		الطباعة	
لتقسيم وتجزئة ملف		استدعاء آخر 23 إجراء تم استخدامه	
لتحديد أوزان الحالات		تراجع عن آخر تغيير	
لاختيار حالات		تقدّم وإجراء التغيير	
إظهار معنى الأرقام المرمزة		الذهاب إلى الحالة (الصف)	
لاختيار متغيرات معينة والعمل عليها		الذهاب إلى المتغير (العمود)	
إظهار كل المتغيرات		قائمة المتغيرات والمعلومات عنها	
التدقيق الإملائي		إحصاءات سريعة	

4- إنشاء ملف بيانات جديد Creating a new SPSS data file

تتم عملية إدخال البيانات بطريقة مشابهة لإدخال البيانات في برامج الجداول الإلكترونية أو في جداول في برامج معالجة النصوص. ويمكن إدخال البيانات داخل أي خلية وذلك بالنقر على الخلية المناسبة ثم كتابة البيانات المطلوبة. وعند الرغبة في تعديل البيانات، يتم تحديد الخلية المراد تعديل البيانات فيها ثم كتابة التعديلات المطلوبة. ولكن قبل إدخال قيم البيانات في ورقة **Data View**، يتم الانتقال إلى ورقة **Variable View** عن طريق نقر على قابض الورقة وذلك لتعريف خصائص المتغيرات.

وتشمل ورقة **Variable View** على 10 أعمدة بحيث يحدد كل عمود إحدى خصائص المتغيرات

Name	Type	Width	Decimals	Label	Values	Missing	Columns	Align	Measure
------	------	-------	----------	-------	--------	---------	---------	-------	---------

: اسم المتغير (1)

	Name
1	الجنس
2	العمر
3	الأقمية
4	المؤهل
5	1ع

يحمل العمود الأول من ورقة **Variable View** على العنوان **Name**، وهو العمود المخصص لكتابة أسماء المتغيرات.

شروط كتابة اسم المتغير في خانة NAME:

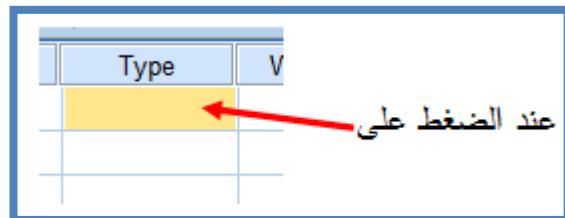
من المهم ألا يزيد اسم المتغير على 75 حرفاً، وكذلك عدم تكرار الاسم في متغيرات أخرى، مع عدم استخدام الأقواس أو الرموز، مثل؛ #*%， وكذلك علامات الترقيم مثل؛ "؛ ، وكذلك عدة الأسماء أو الاختصارات المتعمرة ببرنامج SPSS مثل؛ ...OR، WITH، AND، NOT، NEW.

ويشرط أن يبدأ بحرف وأن لا يزيد طول الاسم عن ثمانية رموز، وأن لا ينتهي بنقطة أو فاصلة، وأن لا يبدأ برقم.

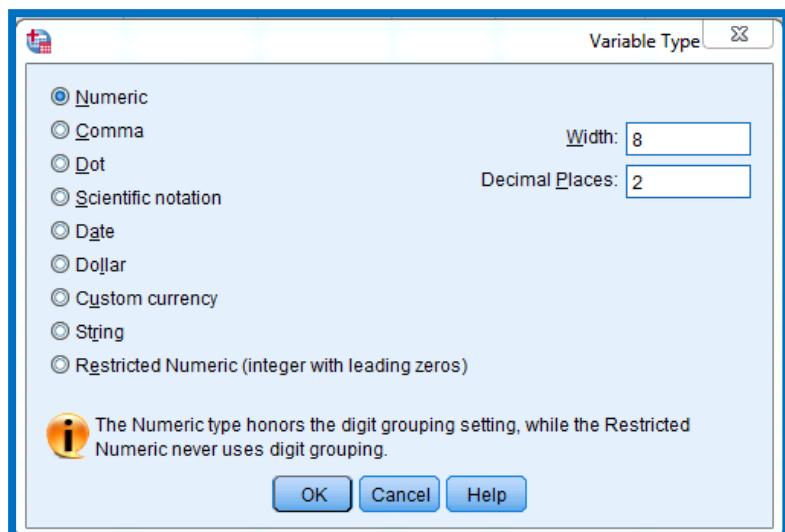
2) نوع المتغير Variable Type

يحمل العمود الثاني العنوان **Type**، ويستخدم هذا العمود لتحديد ما إذا كان المتغير عددي أو غير عددي

وذلك طريقة عرض المتغيرات العددية في ورقة Data View .

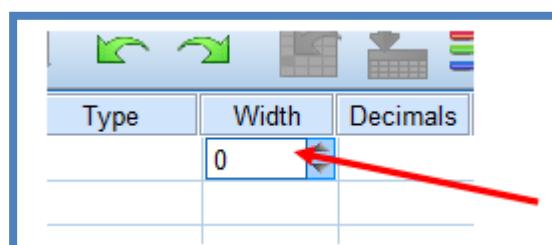


في العمود الثاني، يظهر لنا صندوق الحوار التالي:



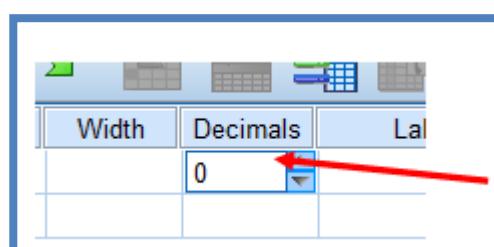
ويمكن من خلال صندوق الحوار تحديد نوع المتغير إن كان متغير عددي أو متغير يعبر عن التاريخ أو الوقت أو متغير يمثل قيمة نقدية أو متغير رمزي .

: width المتغير عرض (3)



يستخدم العمود الثالث لتحديد عدد الخانات المستخدمة لعرض قيمة المتغير ، ويمكن تحديد عرض المتغير بواسطة صندوق الحوار السابق أو بالنقر على الأسماء في الخلية المقابلة للمتغير في العمود الثالث

: Decimals عدد الخانات العشرية (4)



يستخدم العمود الرابع لتحديد عدد الخانات العشرية المخصصة للعدد العشري في المتغيرات العددية (تحديد عدد الأرقام بعد الفاصلة)، ويمكن زيادة أو إنقاص المراتب العشرية بواسطة الأسهم إلى الأعلى وإلى الأسفل.

5) وصف المتغير Variable Label

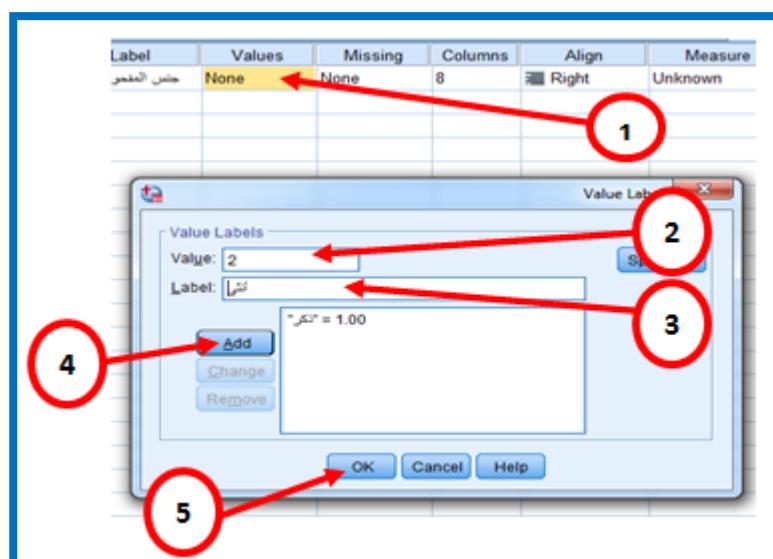
decimals	Label	Value
	جنس المفحوص الذي	

يستخدم هذا العمود لوصف المتغير، فعلى سبيل المثال فإنه يمكن استخدام العبارة: **الخبرة المهنية في مكان العمل** لوصف الخبرة، ويمكن أن تصل عدد الرموز إلى 256 ، ويظهر تأثير الوصف في مخرجات برنامج SPSS.

6) وصف القيمة Value Labels

تبرز الحاجة لوصف القيم المحدد في البيانات عندما يكون المتغير العددي متغير وصفي بعبارة توضح معنى هذه القيم والتي تظهر بدلاً من القيمة نفسها في مخرجات برنامج SPSS، مثلاً في الاستبيان المرفق نجد:

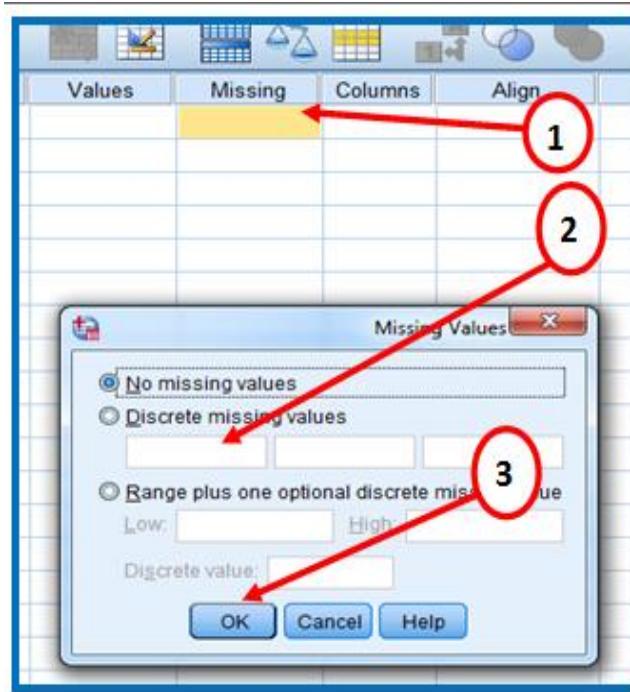
الجنس : القيمة "1" ذكر و"2" أنثى .



انقر المستطيل المجاور لكلمة **value** واكتب الرقم **1** ثم انقر المستطيل المجاور لكلمة **label** واكتب **ذكر** ثم انقر الزر **add** لإضافة العنوان، ثم كرر العملية لجميع القيم، ومن ثم اضغط على **OK** عند الانتهاء من جميع القيم.

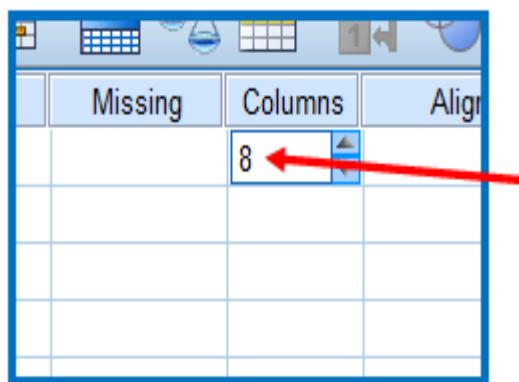
7) القيم المفقودة Missing Values

عند رغبة الباحث في تحديد بعض القيم على أنها قيم مفقودة (أي أن هذه القيم موجودة أصلاً ولكننا لا نرغب إدخالها في التحليل الإحصائي لأي سبب من الأسباب)، فإنه يمكن استخدام مربع الحوار التالي والذي يظهر عند النقر على الخلية التي تقع في العمود الذي يحمل العنوان **Missing**.



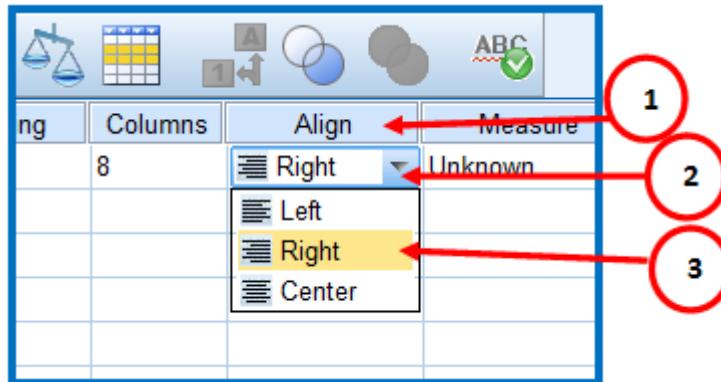
وعندما تكون قيم المتغير مفقودة أصلًا نتيجة لعدم وجود مشاهدات في البيانات، ففي هذه الحالة فإن الخلايا تكون فارغة وتحول تلقائياً إلى قيم مفقودة.

8) عرض العمود Column Width



يمثل عرض العمود عدد الرموز المخصصة للمتغير، ويجب أن يكون عرض العمود أكبر من أو يساوي عرض المتغير المضمن فيه، ويمكن تغيير عرض العمود لأي متغير بواسطة سحب حدود العمود في ورقة عرض البيانات.

9) : محاذاة النص Alignment



ويستخدم هذا العمود لضبط محاذاة النص داخل الخلايا لكل متغير

(اليمين Right . اليسار Left . الوسط Center)

ويتم ذلك بالنقر على الخلية التابعة للمتغير ثم النقر على السهم المتجه للأسفل لاختيار المحذاة المناسبة.
مع العلم بأن المحذاة الافتراضية هي (اليمين Right .).

10) : القياس Measure

ويستخدم هذا العمود لتحديد نوعية البيانات للمتغير والتي يمكن تصنيفها على النحو التالي:

- **Scale** : ويستخدم هذا التصنيف للبيانات العددية (القابلة لليقاس الكمي) أو لإعطاء دلالة على أن المتغير متغير متصل.
- **ordinal** : ويستخدم هذا التصنيف لقياس المتغيرات الترتيبية حيث يمكن ترتيب قيم المتغير بحيث تعطي دلالة على أنه يمكن ترتيب القيم تصاعدياً أو تنازلياً ولكن لا يمكن تحديد الفروق بينها بدقة مثلاً تقدير طالب في امتحان (ممتر، جيد جداً، جيد، متوسط، مقبول، ضعيف)
- **nominal** : ويستخدم هذا التصنيف لقياس المتغيرات الاسمية وهي متغيرات لها عدد من الفئات دون أفضليّة لإحداها على الأخرى (لا يمكن ترتيبها تصاعدياً أو تنازلياً) مثل تقسيم المجتمع إلى ذكور وإناث أو مثل تقسيم الطلاب حسب تخصصهم (علم النفس، علم الاجتماع، علوم التربية) بعد تعريف المعلومات للمتغيرات المذكورة في المثال، تظهر شاشة variable view كما يلي:

	Name	Type	Width	Decimals	Label	Values	Missing	Columns	Align	Measure	Role
1	الجنس	Numeric	8	0	جنس المفترض	{ذكر...}	None	8	Center	Nominal	Input
2	العمر	Numeric	8	0	عمر المفترض	None	None	8	Right	Scale	Input
3	الأقصى	Numeric	8	0	سنوات الأقصى	{أقل من 5 ... 1}	None	8	Center	Ordinal	Input
4	المؤهل	Numeric	8	0	المؤهل التعليمي	{دون ...}	None	8	Center	Ordinal	Input

5- تفريغ الاستبيان في برنامج Spss

بعد الانتهاء من جمع الاستبيانات يقوم الباحث بترقيم كل استبيانة من الرقم واحد إلى 76 (عدد أفراد العينة) لتسهيل الإدخال في برنامج Spss.

* الجنس: وذلك المتغير يتم تعريفه كمتغير أسمى NOMINAL. وهو إما ذكر وإنما أنثى، ويمكن أن نرمز للذكر بالرقم 1 والأنثى بالرقم 2.

* السن: متغير كمي SCALE

* الأقدمية في العمل: وهو متغير ORDINAL ترتيبى، ويمكن أن نعبر عن الأقدمية في العمل كالتالي: أقل من 5 سنوات بالرقم 1، بين 5 و 15 سنة بالرقم 2، أكثر من 15 سنة بالرقم 3.

* المؤهل الدراسي: وهو متغير ORDINAL ترتيبى، ويمكن أن نعبر عن مستوى التعليم كالتالي: بدون مستوى بالرقم 1، المستوى الابتدائي 2، المستوى المتوسط 3، المستوى الثانوي بالرقم 4، المستوى الجامعي بالرقم 5.

* عبارات الاستبيان: وتتمثل في 24 جملة؛ تبدأ بالعبارة الأولى "تسود الثقة المتبادلة بين الإدارة والموظفين" وتنتهي بالعبارة الأخيرة "أحاول عدم التأخر عن مواعيد العمل" ، ويمكن تسميتها بالأرقام: ع 1، ع 2، ع 3،.....، ع 24، ويمكن أن يتم التعبير عنها رقمياً كما يلي: دائمًا (1)، أحياناً (2)، نادراً (3).

* طريقة تفريغ الاستبيان

وذلك من خلال قائمة File، ثم اختيار Creating a New Spss Data File، وبعد ذلك يتم الانتقال إلى نافذة Variable View أسفل صفحة البرنامج.

تعريف الجنس:

	Name	Type	Width	Decimals	Label	Values	Missing	Columns	Align	Measure	Role
1	الجنس	Numeric	8	0	جنس الفهرس	{1,2}	None	8	Center	Nominal	Input

الجنس .1: Name

المتغير رقمي .2: TYPE

(8) عرض المتغير (يعنى عدد الرموز، أو الأرقام) .3: Width

: الأرقام العشرية (أى الرقم بعد الفاصلة ويتمن اختيار 0) .4: Decimals

: جنس المفحوص (ويعني ذلك العنصر وصف المتغير) .5: Label

.6 . **Values**: قيمة المتغير، وهنا يتم تعريف وترميز المتغير إما ذكر (1) ، وإما أنثى (2)، وذلك بالضغط على الخانة وإضافة الأرقام والمسمايات.

.7 . **Missing**: None (البيانات غير الواضحة أو المفقودة)

.8 . **Columns**: العمود وهو إما أن نضع به قيمة مساوية أو أكبر من Width .9 . **Align**: Center بمعنى المحاذاة، سواء Left أو Right أو Center ويختار المستخدم ما

يناسبه علماً أن الحالة القياسية هي Right

.10 . **Measure**: Nominal لأن متغير الجنس متغير اسمي.

تعريف السن:

	Name	Type	Width	Decimals	Label	Values	Missing	Columns	Align	Measure	Role
1	الجنس	Numeric	8	0	جنس المنحومن	{...، ذكر, 1}	None	8	Center	Nominal	Input
2	السن	Numeric	8	0	عمر المنحومن	None	None	8	Right	Scale	Input

.1 . **Name**: السن

.2 . **TYPE**: Numeric (المتغير رقمي)

.3 . **Width**: عرض المتغير (يعني عدد الرموز، أو الأرقام)

.4 . **Decimals**: الأرقام العشرية (أي الرقم بعد الفاصلة ويتم اختيار 0)

.5 . **Label**: عمر المفحوصين (ويعني ذلك العنصر وصف المتغير)

.6 . **Values**: None ، لا يوجد ترميز لأن البيانات أصلاً رقمية.

.7 . **Missing**: None (البيانات غير الواضحة أو المفقودة)

.8 . **Columns**: العمود وهو إما أن نضع به قيمة مساوية أو أكبر من Width .9 . **Align**: Center بمعنى المحاذاة، سواء Left أو Right أو Center ويختار المستخدم ما

يناسبه علماً أن الحالة القياسية هي Right

.10 . **Measure**: Scale لأن متغير السن متغير كمي

تعريف متغير الأقدمية:

	Name	Type	Width	Decimals	Label	Values	Missing	Columns	Align	Measure	Role
1	الجنس	Numeric	8	0	جنس المنحومن	{...، ذكر, 1}	None	8	Center	Nominal	Input
2	العمر	Numeric	8	0	عمر المنحومن	None	None	8	Right	Unknown	Input
3	الأقدمية	Numeric	8	0	سنن الأقدمية	{...، أقل من 5, 1}	None	8	Center	Ordinal	Input

1. Name : الأقدمية

2. Type : Numeric المتغير رقمي

3. Width : عرض المتغير (بمعنى عدد الرموز ، أو الأرقام)

4. Decimals : الأرقام العشرية (أي الرقم بعد الفاصلة و يتم اختيار 0)

5. Label : سنوات الأقدمية في العمل (ويعني ذلك العنصر وصف المتغير)

6. Values : قيمة المتغير ، وهنا يتم تعريف وترميز المتغير وتحوليه إلى أرقام للدلالة عليه إما

أقل من 5 سنوات (1) ، وإما بين 5 و 15 سنة (2) ، وإما أكثر من 15 سنة (3) ، وذلك

بالضغط على الخانة وإضافة الأرقام والسميات

7. Missing : None (البيانات غير الواضحة أو المفقودة)

8. Align : Align Center بمعنى المحاذاة، سواء Center أو Right ويختار المستخدم ما

يناسبه علماً أن الحالة القياسية هي Right

9. Measure : Ordinal لأن متغير الأقدمية في العمل متغير رتبى.

تعريف المؤهل الدراسي:

	Name	Type	Width	Decimals	Label	Values	Missing	Columns	Align	Measure	Role
1	الجنس	Numeric	8	0	جنس المنعرض	{ذكر, إناث} ...	None	8	Center	Nominal	Input
2	العمر	Numeric	8	0	عمر المنعرض	None	None	8	Right	Unknown	Input
3	الأقصى	Numeric	8	0	سنوات الأقصى	...، أقل من 5 ...	None	8	Center	Ordinal	Input
4	المؤهل	Numeric	8	0	المؤهل العلمي	الجامعة ...، بدون ...	None	8	Center	Ordinal	Input

1. Name : المؤهل

2. Type : Numeric المتغير رقمي

3. Width : عرض المتغير (بمعنى عدد الرموز ، أو الأرقام)

4. Decimals : الأرقام العشرية (أي الرقم بعد الفاصلة و يتم اختيار 0)

5. Label : المؤهل العلمي (ويعني ذلك العنصر وصف المتغير)

6. Values : قيمة المتغير ، وهنا يتم تعريف وترميز المتغير وتحوليه إلى أرقام للدلالة عليه إما

بدون سنة (1) ، ابتدائي (2) ، وإما متوسط (3) ، وإما ثانوي(4) ، وإما جامعي(5) ، وذلك

بالضغط على الخانة وإضافة الأرقام والسميات.

7. Missing : None (البيانات غير الواضحة أو المفقودة)

8 . Align : Center بمعنى المحاذة، سواء Right أو Left ويختار المستخدم ما يناسبه علماً أن الحالة القياسية هي Right.

9 . Measure : Ordinal لأن متغير المؤهل العلمي متغير رتبى.

✓ تعريف عبارات الاستبيان:

تأخذ كل عبارة من العبارات 24 تبدأ من 1 حتى 24، وجميعها يتم إدخالها بذات الطريقة مع تغيير مسمى التوصيف Label فقط كما يلي:

يتم إدخال العبارة ع 1 بهذه الطريقة: (وجميع العبارات تكون بنفس الطريقة)

	Name	Type	Width	Decimals	Label	Values	Missing	Columns	Align	Measure	Role
1	الجنس	Numeric	8	0	جنس المفترض	{ذكر, إناث}	None	8	Center	Nominal	Input
2	العمر	Numeric	8	0	عمر المفترض	None	None	8	Right	Unknown	Input
3	الأكملية	Numeric	8	0	سوات الأكملية	{...، أقل من 5}	None	8	Center	Ordinal	Input
4	المؤهل	Numeric	8	0	المؤهل العلمي	{دون...	None	8	Center	Ordinal	Input
5	1ع	Numeric	8	2	سود الثقة المتباعدة بين...	{[0.00, 1.00], ...}	None	8	Center	Ordinal	Input
6	2ع	Numeric	8	2	سود الثقة المتباعدة بين...	{[0.00, 1.00], ...}	None	8	Center	Ordinal	Input

1ع : Name . 1

2 . Type : Numeric المتغير رقمي

3 . Width : (8) عرض المتغير (بمعنى عدد الرموز ، أو الأرقام)

4 . Decimals : الأرقام العشرية (أي الرقم بعد الفاصلة ويتمن اختيار 0)

5 . Label : تسود الثقة المتباعدة بين الإدارة والموظفين (ويعني ذلك العنصر وصف المتغير)

6 . Values : قيمة المتغير، وهنا يتم تعريف وتتميز المتغير وتحوليه إلى أرقام للدلالة عليه إما

نادراً (1) ، أحياناً (2) ، وإما دائمًا (3)، وذلك بالضغط على الخانة وإضافة الأرقام والسميات

7 . Missing : None (البيانات غير الواضحة أو المفقودة)

8 . Align : Center بمعنى المحاذة، سواء Right أو Left ويختار المستخدم ما

يناسبه علماً أن الحالة القياسية هي Right.

9 . Measure : Ordinal لأن متغير المؤهل العلمي متغير رتبى.

ملاحظة: وجميعها يتم إدخال جميع العبارات حتى 24 بنفس الطريقة مع تغيير مسمى التوصيف

فقط LABEL

لتصبح الهيئة النهائية لشاشة المتغيرات VARIABLE VIEW كما يلي:

Name	Type	Width	Decimals	Label	Values	Missing	Columns	Align	Measure
الجنس	Numeric	8	0	جنس المفحوص	[ذكر, 1]...[أنثى, 0]	None	8	Center	Nominal
العمر	Numeric	8	0	عمر المفحوص	None	None	8	Right	Unknown
الأكاديمية	Numeric	8	0	سنوات الأكاديمية	[أقل من 5]...[1]	None	8	Center	Ordinal
المؤهل	Numeric	8	0	المؤهل العلمي	[دون ترقى]...[1]	None	8	Center	Ordinal
1ع	Numeric	8	2	سُود التقدمة المتباينة بين ...	[نادر, 1,00]...[1,00]	None	8	Center	Ordinal
2ع	Numeric	8	2	سُود التقدمة المتباينة بين ...	[نادر, 1,00]...[1,00]	None	8	Center	Ordinal
3ع	Numeric	8	2	إدارة المؤسسة على ...	[نادر, 1,00]...[1,00]	None	8	Center	Ordinal
4ع	Numeric	8	2	لماضي مع زملائي في ...	[نادر, 1,00]...[1,00]	None	8	Center	Ordinal
5ع	Numeric	8	2	من أن المؤسسة تدرك ...	[نادر, 1,00]...[1,00]	None	8	Center	Ordinal
6ع	Numeric	8	2	حالياً ما يسمح لنا ...	[نادر, 1,00]...[1,00]	None	8	Center	Ordinal
7ع	Numeric	8	2	يتناول الموظفون ...	[نادر, 1,00]...[1,00]	None	8	Center	Ordinal
8ع	Numeric	8	2	اختدَّ ان الموظفين ...	[نادر, 1,00]...[1,00]	None	8	Center	Ordinal
9ع	Numeric	8	2	المساراة هي الأساس ...	[نادر, 1,00]...[1,00]	None	8	Center	Ordinal
10ع	Numeric	8	2	سود نوران العمل في ...	[نادر, 1,00]...[1,00]	None	8	Center	Ordinal
11ع	Numeric	8	2	فضل إنجاز العمل في ...	[نادر, 1,00]...[1,00]	None	8	Center	Ordinal
12ع	Numeric	8	2	احترم مواعيد العمل	[نادر, 1,00]...[1,00]	None	8	Center	Ordinal
13ع	Numeric	8	2	ترك المؤسسة على ...	[نادر, 1,00]...[1,00]	None	8	Center	Ordinal
14ع	Numeric	8	2	تقدَّم أنه يوجد قدر كبير ...	[نادر, 1,00]...[1,00]	None	8	Center	Ordinal
15ع	Numeric	8	2	من بامضية العمل الذي ...	[نادر, 1,00]...[1,00]	None	8	Center	Ordinal
16ع	Numeric	8	2	من أن صلي يتعذر ...	[نادر, 1,00]...[1,00]	None	8	Center	Ordinal
17ع	Numeric	8	2	أشعرَ ان الموظفين ...	[نادر, 1,00]...[1,00]	None	7	Center	Ordinal
18ع	Numeric	8	2	شجع المؤسسة العمل ...	[نادر, 1,00]...[1,00]	None	8	Center	Ordinal
19ع	Numeric	8	2	قدَّ ان العمل الجماهيري ...	[نادر, 1,00]...[1,00]	None	8	Center	Ordinal
20ع	Numeric	8	2	حياناً يكلف الموظفون ...	[نادر, 1,00]...[1,00]	None	8	Center	Ordinal
21ع	Numeric	8	2	قدَّ ان هناك تبايناً بين ...	[نادر, 1,00]...[1,00]	None	8	Center	Ordinal
22ع	Numeric	8	2	اختدَّ ان تحسين كفاءة ...	[نادر, 1,00]...[1,00]	None	8	Center	Ordinal
23ع	Numeric	8	2	قدَّ ان هناك تنسقٌ بين ...	[نادر, 1,00]...[1,00]	None	8	Center	Ordinal
24ع	Numeric	8	2	حاول عدم التأثر عن ...	[نادر, 1,00]...[1,00]	None	8	Center	Ordinal

	NAME	WIDTH	DECIMALS	LABEL	VALUES	MISSING	COLUMNS	ALIGN	MEASURE
1	الجنس	8	0	جنس المفحوص	NONE	NONE	8	Center	NOMINAL
2	العمر	8	0	عمر المفحوص	(ذكر, 1) (أنثى, 2)	NONE	8	Center	SCALE
3	الأكاديمية	8	0	سنوات الأكاديمية	NONE	NONE	8	Center	ORDINAL
4	المؤهل	8	0	المؤهل العلمي	(دون مستوى, 1) (ابتدائي, 2) (متوسط, 3) (ثانوي, 4) (جامعي, 5)	NONE	8	Center	ORDINAL
5	1ع	8	0	تسود التقدمة المتباعدة بين الإدارية والموظفين	(نادر, 1) (أحياناً, 2) (دائماً, 3)	NONE	8	Center	ORDINAL
6	2ع			يتم إدخال جميع عبارات الاستبيان بنفس الطريقة مع تغيير مسمى التصنيف LABEL فقط حيث يوضع فيها عبارة كل سؤال					

ينتقل الباحث بعد ذلك لنافذة المدخلات Data View ويتم إدخال كل استبانة في صف من الصنوف، كل صف يمثل استبيان واحد أي فرد ن العينة) بناءا على إجابات المفحوصين، ويمكن إجراء مختلف العمليات الإحصائية عبر قائمة Analyze.

	العنوان															
1	1	35	2	1	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3
2	2	34	5	3	2	3	2	3	2	3	2	3	2	3	3	2
3	1	29	4	2	3	2	3	2	3	2	3	2	3	2	3	3
4	1	20	2	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3
5	2	46														
6	2	41	1													
7	2	43	2													
8	1	57	1													
9	2	36	1													
10	2	37	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3
11	1	38	4	3	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	2
12	1	36	5	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3
13	1	32	1	3	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2
14	2	26	2	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3
15	2	52	2	3	2	3	2	3	2	3	2	3	2	3	2	3
16	2	24	1	3	3	2	3	2	3	2	3	2	3	2	3	3
17	2	22	2	3	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2
18	1	59	5	2	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3
19	2	25	2	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3
20	2	48	1	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3
21	1	26	5	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3
22	1	45	2	3	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2
23		51	6	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2

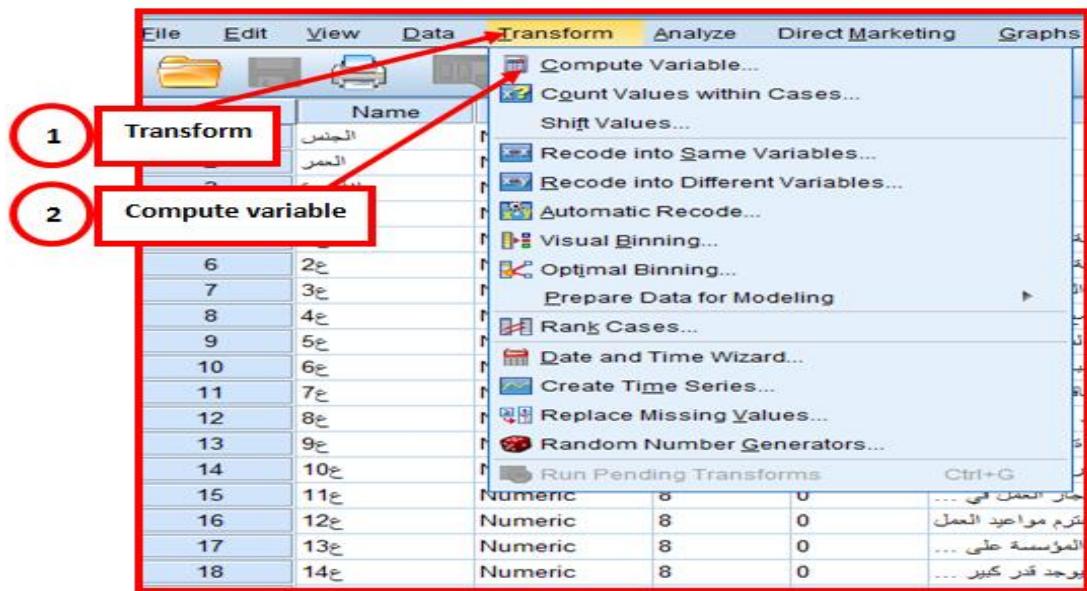
6- تحديد الأبعاد ودرجة المقاييس لكل

Transform → Compute variable

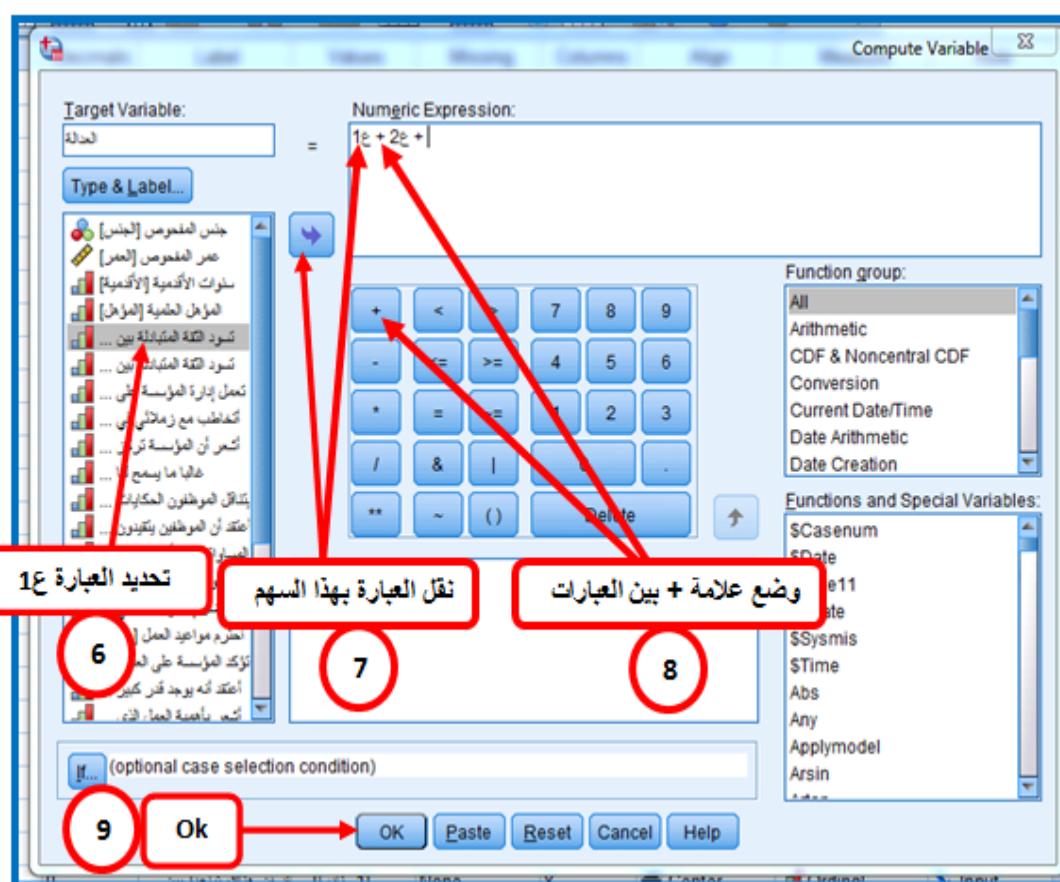
فيظهر لنا مربع حواري نقوم بتنسمية البعد في **Target variable** (الانتفاء) ثم نقوم بتعريفه في خانة **Numeric Type & label**، ونقوم بعدها بتحويل بنود أو عبارات البعد المكونة له (8 عبارات) للخانة **Expression** مع وضع علامة الجمع (+) بين العبارات ثم **Ok**

مع تحديد **All** في خانة **Function Group**

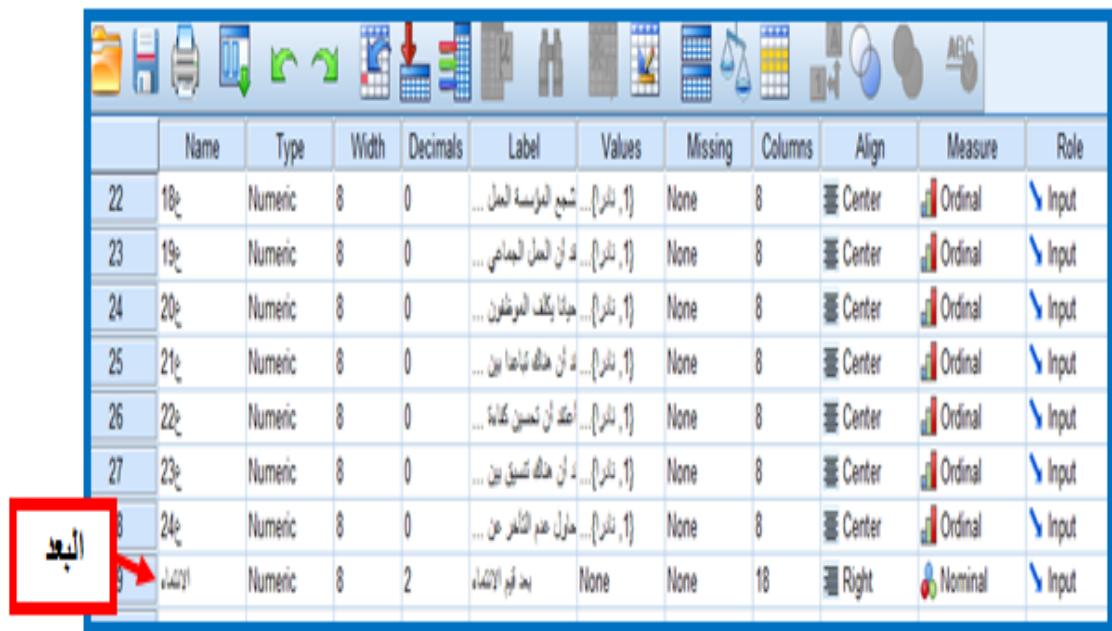
ملاحظة: إذا كانت هذه طريقة تحديد أبعاد المتغير جمع عدد عباراته (8 عبارات في هذا المثال)، فإن الدرجة الكلية للمتغير تعنى جمع جميع عبارات الاستبيان من 1 إلى 24 في مثانا هذا ، ويكون ذلك بنفس الطريقة (سيتم التطرق إليها لاحقا)



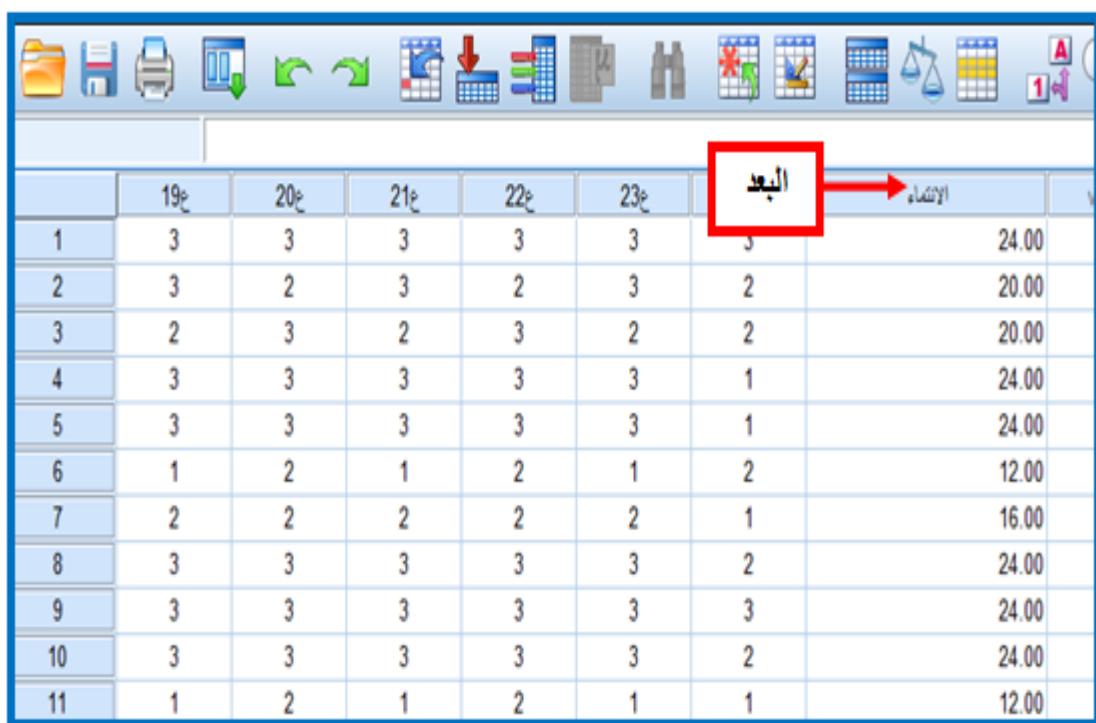
ثم تحويل العبارات المكونة للبعد إلى الخانة **Numeric Expressio** مع وضع علامة الجمع (+) بين العبارات ثم **Ok**



فيظهر لنا بعد في صفحة المتغيرات وفي صفحة البيانات كما يلي:



	Name	Type	Width	Decimals	Label	Values	Missing	Columns	Align	Measure	Role
22	18ع	Numeric	8	0	تابع المراقبة العل... [نار,1]	None	8	Center	Ordinal	Input	
23	19ع	Numeric	8	0	دُخُول... [نار,1]	None	8	Center	Ordinal	Input	
24	20ع	Numeric	8	0	بياناً يكتب المرشون... [نار,1]	None	8	Center	Ordinal	Input	
25	21ع	Numeric	8	0	دُخُول... [نار,1]	None	8	Center	Ordinal	Input	
26	22ع	Numeric	8	0	اعتداء... [نار,1]	None	8	Center	Ordinal	Input	
27	23ع	Numeric	8	0	دُخُول... [نار,1]	None	8	Center	Ordinal	Input	
28	24ع	Numeric	8	0	مار... [نار,1]	None	8	Center	Ordinal	Input	
29	البعد	Numeric	8	2	بعد قيامه	None	None	18	Right	Nominal	Input



	19ع	20ع	21ع	22ع	23ع	البعد	إجمالي
1	3	3	3	3	3	3	24.00
2	3	2	3	2	3	2	20.00
3	2	3	2	3	2	2	20.00
4	3	3	3	3	3	1	24.00
5	3	3	3	3	3	1	24.00
6	1	2	1	2	1	2	12.00
7	2	2	2	2	2	1	16.00
8	3	3	3	3	3	2	24.00
9	3	3	3	3	3	3	24.00
10	3	3	3	3	3	2	24.00
11	1	2	1	2	1	1	12.00

بعد تفريغ الاستبيان وتحديد أبعاده والدرجة الكلية له يجب التأكد من الخصائص السيكومترية له

المراحل الرابعة: التأكيد من الخصائص السيكومترية لأداة الدراسة

1 - الخصائص السيكومترية لأدوات الدراسة:

1-1- صدق الاختبار:

لا يكون الاختبار صادقاً إلا إذا توفر ما يلي:

- أن يكون الاختبار قادرًا على قياس ما وضع لقياسه " "
- أن يكون الاختبار قادرًا على قياس ما وضع لقياسه فقط " "

- أن يكون الاختبار " قادرًا على التمييز بين طرفي الخاصية التي يقيسها "

2-1- أنواع الصدق:

توجد في الحقيقة أنواع عديدة من الصدق نذكر منها:

- الصدق الظاهري - الصدق التمييزي - الصدق الذاتي - صدق المحتوى - الصدق العامل

- صدق التكوين الفرضي - الصدق التنبؤي - صدق الاتساق الداخلي - الصدق التلازمي .

وسنتناول بعض أنواع الصدق وأشهرها وهي كالتالي:

1- صدق المحتوى: يطلق على هذا النوع من الصدق أحياناً اسم الصدق المنطقي، أو الصدق بحكم التعريف، أي المفهوم أو المتغير محل القياس. أو صدق العينة، أي عينة السلوك. وهذا الاسم الأخير هو الأقرب إلى المعنى المقصود.

وهناك هدفان ينبغي الوصول إليهما لتحقيق صدق المحتوى وهما:

الهدف الأول: أن تكون الخاصية المحددة بدقة " الذكاء " مثلاً، ممثلة في مجموعة من البنود بصورة مناسبة.

الهدف الثاني: أن تمثل البنود المجالات الفرعية للخاصية أو أبعادها. وكذلك التوازن بين هذه المجالات.
(معمриة، 2007، ص، 132)

يمكن تقدير صدق المحتوى بطريقتين هما:

أ- طريقة استشارة الخبراء (الصدق الظاهري): ويسمى أيضًا صدق المحكمين وهي استشارة مجموعة من الخبراء المحكمين الذين يكونون من ذوي الخبرة والكفاءة في المادة أو في مضمون المادة الدراسية التي صمم لها الاختبار. وعلى معد الاختبار أن يقدم اختباره في استماراة تتضمن ثلاثة أعمدة. تتضمن العمود الأول الأهداف ويتضمن العمود الثاني الأسئلة التي تقيس كل هدف. ويتضمن العمود الثالث مكاناً فارغاً يضع فيه الخبراء ملاحظاتهم.

الأهداف	الأسئلة	يقيس	لا يقيس
1- أن يتعرف على مراحل الهندسة الوراثية لتركيب الأنسولين؟	1- أنكر مراحل الهندسة الوراثية لتركيب الأنسولين؟	X	
.....

(معمриة، 2007، ص، 134)

أ-1- حساب صدق الظاهري يدوياً :

مثال:

قام باحث بتوزيع استبيان مكون من 02 أبعاد (محورين) وكل بعد يتكون من 4 بنود (فقرات أو عبارات) على 10 خبراء (محكمين) من التأكيد من كل بند يقيس البعد الذي يتشكل منه وأن هذا الاستبيان صادق فيما يقيس حسب آراء المحكمين فكانت النتائج كالتالي:

الرقم	الأبعاد	الرقم
01	قيمة الانتماء	01
02		02
03		03
04		04
05	قيمة التعاون	02
06		05
07		06
08		07

المطلوب: هل توجد فروق ذات دلالة إحصائية عند مستوى الدلالة $\alpha = 0.05$ بين آراء المحكمين حول مدى قياس البنود لأبعاد الاستبيان؟

الحل:

نقوم بحساب كاف تربع من خلال القانون

$$X^2 = \sum_{i=1}^n \frac{(O_i - E_i)^2}{E_i}$$

حيث أن E هي التكرار المتنبئ وتحسب وفق القانون التالي:

$$E = \frac{\text{مجموع الأساند المحكمين}}{\text{عدد البدائل}} = \frac{10}{2} = 5$$

أما O_i تمثل التكرار المشاهد (تكرارات يقيس ولا يقيس)

ولدينا χ^2 المجدولة عند مستوى الدلالة 0.05 ودرجة الحرية = 1 (عدد البدائل - 1 = 1 - 2 = 1) هي:

3.84

ونقارنها بالمحسوبة. ولكي نتخذ القرار بوجود الدلالة الإحصائية من عدمها نقارن χ^2 المجدول (3.84) بـ χ^2 المحسوبة، فإذا كانت المحسوبة أكبر من المجدولة نقول بوجود دلالة إحصائية بين آراء المحكمين حول مدى قياس هذا البند لبعد الاستبيان، أما إذا كانت χ^2 المحسوبة أقل من χ^2 المجدولة (3.84) نقول بعدم بوجود دلالة إحصائية بين آراء المحكمين حول مدى قياس هذا البند لبعد الاستبيان.

الدلالة الإحصائية	χ^2 المحسوبة	$\frac{(O_i - E_i)^2}{E_i}$	$(O-E)^2$	$O-E$	البنود
دال	10	5	16	$4 = 5 - 9$	01
	$3.84 < 10$	5	16	$4 -- 5 - 1$	
دال	10	5	25	$5 = 5 - 10$	02
	$3.84 < 10$	5	25	$5 -- 5 - 0$	
دال	10	5	16	$4 = 5 - 9$	03
	$3.84 < 10$	5	16	$4 -- 5 - 1$	
دال	10	5	16	$4 = 5 - 9$	04
	$3.84 < 10$	5	16	$4 -- 5 - 1$	
دال	10	5	25	$5 = 5 - 10$	05
	$3.84 < 10$	5	25	$5 -- 5 - 0$	
غير دال	0.8	0.2	1	$1 -- 5 - 4$	06
	$3.84 > 0.8$	0.2	1	$1 = 5 - 6$	
دال	10	5	25	$5 = 5 - 10$	07
	$3.84 < 10$	5	25	$5 -- 5 - 0$	
غير دال	0.8	0.2	1	$1 = 5 - 6$	08
	$3.84 > 0.2$	0.2	1	$1 -- 5 - 4$	

النتيجة:- من خلال الجدول السابق نرى أن البنود 1 ، 2 ، 3 ، 4 ، 5 ، 7 دالة إحصائيا بينما البنود 6 ، 8 غير دالة إحصائيا وجب حذفهما أو إعادة صياغتهما وبعدها يمكن أن نقول أنه هناك فروق ذات دلالة إحصائية عند مستوى الدلالة $\alpha = 0.05$ بين آراء المحكمين حول مدى قياس البنود لأبعاد الاستبيان وبالتالي تعتبر أن المقياس صادق فيما يقيس.

أ-2- حساب صدق الظاهري باستخدام spss

نقوم بفتح صفحة جديدة في Spss

	Name	Type	Width	Decimals	Label	Values	Missing	Columns
1								
2								
3								
4								
5								
6								
7								
8								
9								
10								

* نقوم بإدخال عبارات الاستبيان كل على حدٍ (دائماً مع المثال السابق)
العبارة 01 : تسود الثقة المتبادلة بين الإدارة والموظفين

1. ع Name .

2. رقمي Numeric : TYPE .

3. عرض المتغير (معنى عدد الرموز، أو الأرقام) Width .

4. الأرقام العشرية (أي الرقم بعد الفاصلة و يتم اختيار 0) Decimals .

5. تسود الثقة المتبادلة بين الإدارة والموظفين (ويعني وصف المتغير) Label .

6. قيمة المتغير، وهنا يتم تعريف وترميز المتغير إما تقييس (1)، وإما لا تقييس(2)،

وذلك بالضغط على الخانة وإضافة الأرقام والمسيميات.

7. None : Missing (البيانات غير الواضحة أو المفقودة)

8. العמוד وهو إما أن نضع به قيمة مساوية أو أكبر من Columns .

9. Center : Align . معنى المحاذاة، سواء Center أو Left أو Right ويختار المستخدم ما

يناسبه علماً أن الحالة القياسية هي Right .

10. Nominal : Measure . لأن المتغير اسمى (يقيس لا يقاس).

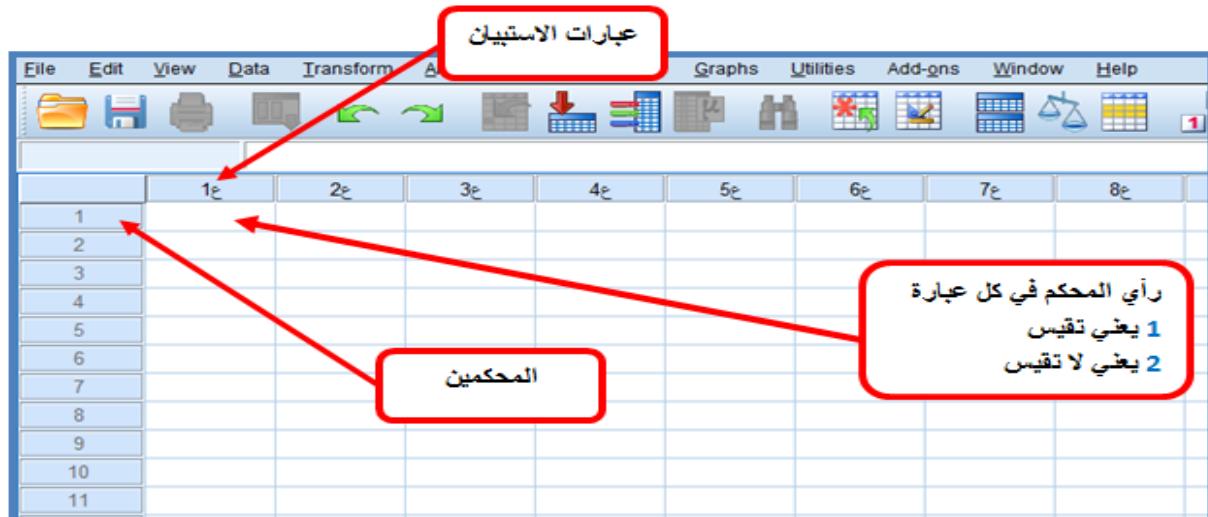
وتصبح الصف كما يلي:

	Name	Type	Width	Decimals	Label	Values	Missing	Columns	Align	Measure	Role
1	ع	Numeric	8	0	...تسود الثقة المتبادلة بين ...	{1, 0}	None	8	Right	Nominal	Input

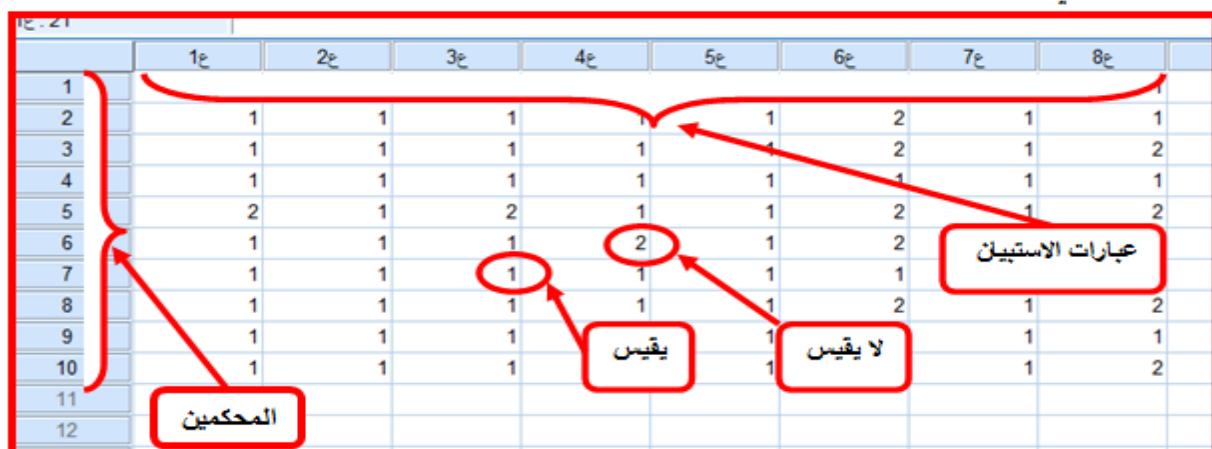
ونكمل باقي العبارات بنفس الطريقة، لتصبح الهيئة النهائية لشاشة المتغيرات VARIABLE VIEW كما يلي:

	Name	Type	Width	Decimals	Label	Values	Missing	Columns	Align	Measure	Role
1	1ع	Numeric	8	0	مود اللائحة بين [1, يقيس]	None	8	Right	Nominal	Input	
2	2ع	Numeric	8	0	مود اللائحة بين [1, يقيس]	None	8	Right	Nominal	Input	
3	3ع	Numeric	8	0	[1, يقيس] إدارة المؤسسة على ...	None	8	Right	Nominal	Input	
4	4ع	Numeric	8	0	[1, يقيس] غلط مع زملائي في ...	None	8	Right	Nominal	Input	
5	5ع	Numeric	8	0	[1, يقيس] المسلاة هي الأساس ...	None	8	Right	Nominal	Input	
6	6ع	Numeric	8	0	[1, يقيس] سود درمان العمل في ...	None	8	Right	Nominal	Input	
7	7ع	Numeric	8	0	[1, يقيس] نصل إيجاز العمل في ...	None	8	Right	Nominal	Input	
8	8ع	Numeric	8	0	[1, يقيس] آخر مواعيد العمل	None	8	Right	Nominal	Input	

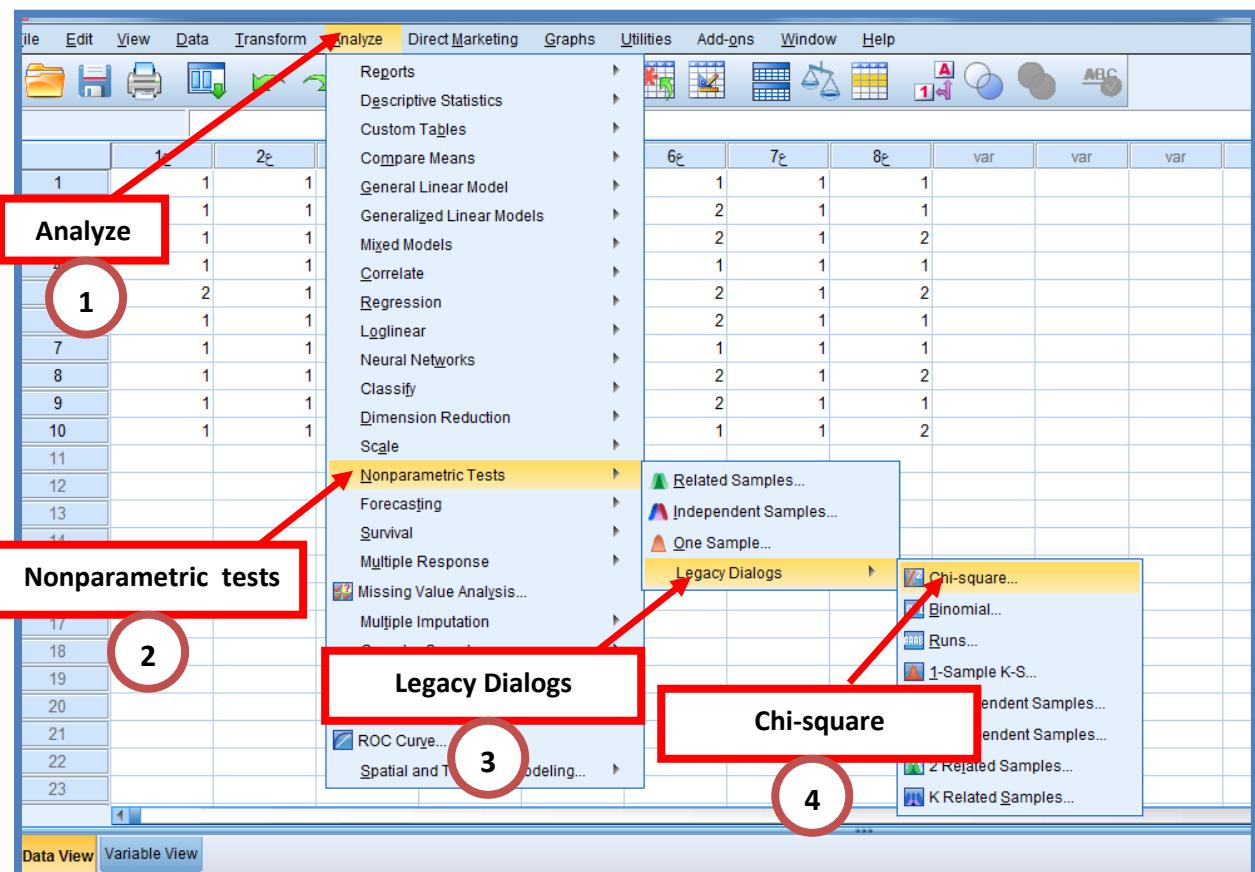
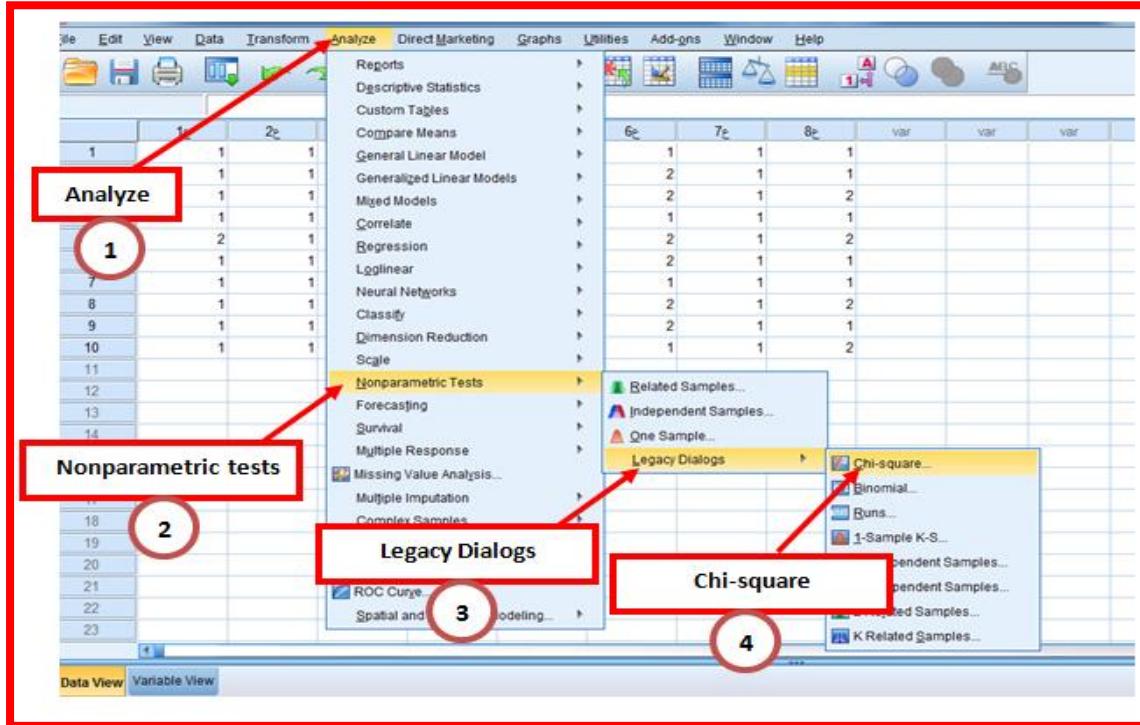
* ثم ننتقل إلى صفحة Data View من أجل إدخال البيانات لكل باحث حول رأيه عن الاستبيان هل يقيس (رمزه 1) أو لا يقيس (رمزه 2)



* بعد وضع آراء 10 محكمين حول 8 عبارات في الاستبيان لتصبح الهيئة النهائية لشاشة البيانات Data View كما يلي:

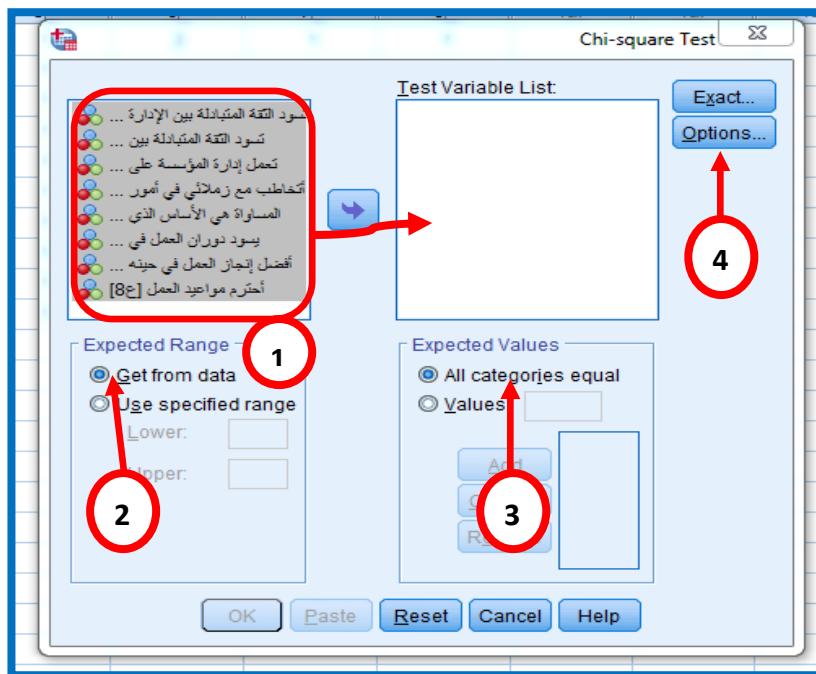


* نقوم بحساب كاف تربع (Ka²) لعبارات الاستبيان حتى نتأكد من دلالتها الإحصائية بهذه الطريقة:

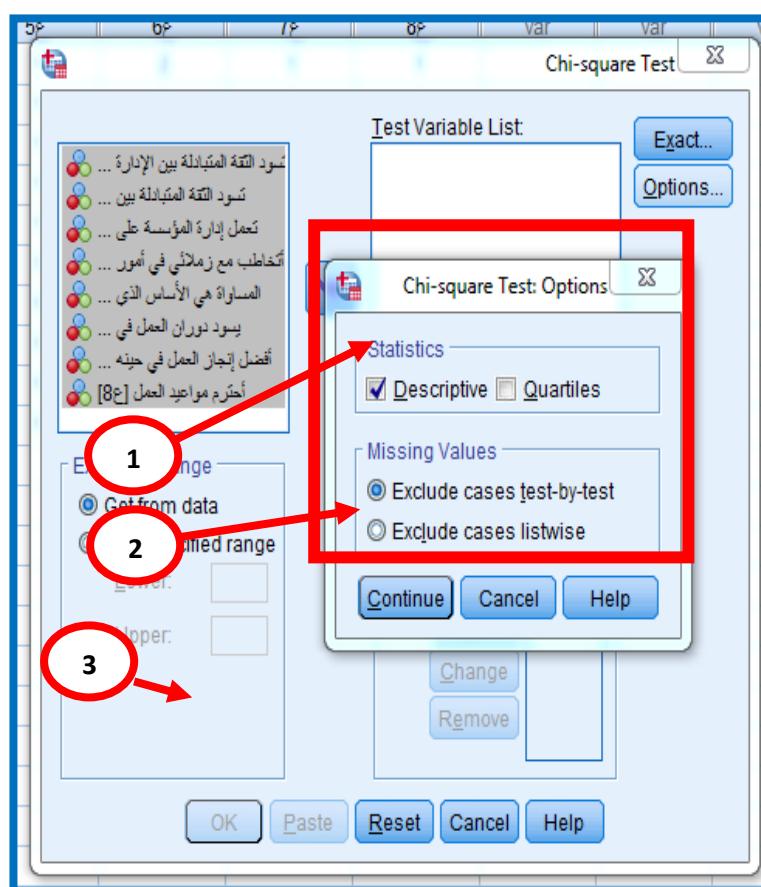


Analyze → Nonparametric teste → Legacy Dialogs → Chi-square

*بعد هذه الخطوات يظهر لنا المربع الحواري التالي :



نقوم بتحديد العبارات ونقلهم إلى خانة **Get from data** ثم نختار **Test Variable List** (لأخذ المجموعتين المدرجتين، أما إذا كانت أكثر من مجموعتين وأردنا أخذ بعضها فقط نختار **Use specified**) ثم نختار **All categories equal** (لأخذ التكرار المتوقع النظري) نضغط **Options** فيظهر المربع الحواري التالي:



نقوم باختيار **Output** ثم **Continue** ثم **Descriptive** فتظهر النتائج التالية في صفحة

وهي عبارة على مجموعة من الجداول وكل جدول يعبر على عبارة من عبارات الاستبيان ويوضح هل دالة إحصائية أو غير دالة ووجب حذفهما أو إعادة صياغتهما، وهي كالتالي:

	سود اللقمة الماء بين الإدارة والموظفين	عمل إدارة المراضا على نهضة جو الرضا بين الموظفين	أناطلي مع في أمور العمل بمفردات (العه) مشتركة	سود دوران العمل في المؤسسة	احترم مواعيد العمل
Chi-Square	6.400 ^a	6.400 ^a	6.400 ^a	.400 ^a	.400 ^a
df	1	1	1	1	1
Asymp. Sig.	.011	.011	.011	.527	.527

a. 0 cells (0.0%) have expected frequencies less than 5. The minimum expected cell frequency is 5.0.

تفسير الجدول:

- بالنسبة للعبارة 01 نجد $Sig = 0.01$ وهي أقل من 0.05 إذا هناك فروق بين آراء المحكمين حول مدى قياس هذا البند لبعد الاستبيان.

- بالنسبة للعبارة 03 نجد $Sig = 0.01$ وهي أقل من 0.05 إذا هناك فروق بين آراء المحكمين حول مدى قياس هذا البند لبعد الاستبيان +.

- بالنسبة للعبارة 04 نجد $Sig = 0.01$ وهي أقل من 0.05 إذا هناك فروق بين آراء المحكمين حول مدى قياس هذا البند لبعد الاستبيان.

- بالنسبة للعبارة 06 نجد $Sig = 0.52$ وهي أكبر من 0.05 إذا لا توجد فروق بين آراء المحكمين حول مدى قياس هذا البند لبعد الاستبيان.

- بالنسبة للعبارة 08 نجد $Sig = 0.52$ وهي أكبر من 0.05 إذا لا توجد فروق بين آراء المحكمين حول مدى قياس هذا البند لبعد الاستبيان.

- أما بالنسبة للعبارة 02، 05، 07 فلا يوجد محكم قال بأنها لا تقيس فكلهم قالوا بأنها تقيس.

نلاحظ مما سبق انه هناك العبارتين 06 و 08 غير دالة إحصائية وجب حذفهما أو إعادة صياغتهما أما الباقي فإنهم ذو دلالة إحصائية.

إذا يمكن أن نقول أنه هناك فروق ذات دلالة إحصائية عند مستوى الدلالة $\alpha = 0.05$ بين آراء المحكمين حول مدى قياس البنود لأبعاد الاستبيان وبالتالي تعتبر أن المقياس صادق فيما يقيس.

ب- طريقة الاتساق الداخلي: وتعتمد هذه الطريقة على حساب معاملات الارتباط بين الدرجة على كل بند (محك داخلي) والدرجة الكلية للاختبار.

ب-1- حساب صدق الاتساق الداخلي يدوياً:

مثال:

لدينا استبيان لقياس الثقافة التنظيمية لدى العمال المهنئين، يتكون الاستبيان من 24 بندًا، يتم الإجابة عنها ضمن ثلاثة بدائل هي: دائمًا، أحياناً، نادرًا تأخذ العلامات 3، 2، 1 على الترتيب لتكون الدرجة الكلية للاستبيان تتراوح بين 24 و 72.

نقوم باستخدام معامل الارتباط بيرسون لحساب الارتباط بين كل بند والدرجة الكلية للاستبيان لعشرة مفحوصين كمثال.(سنقوم بحساب بند رقم 01 وبباقي البنود تكون بنفس الطريقة)

X × Y	Y ²	X ²	الدرجة الكلية للاختبار Y	درجات البند 01 X	المفحوصين
94	2029	4	47	2	1
58	3364	1	58	1	2
189	3969	9	63	3	3
162	2916	9	54	3	4
136	4624	4	68	2	5
42	1764	1	42	1	6
118	3481	4	59	2	7
122	3721	4	61	2	8
58	3364	1	58	1	9
147	2401	9	49	3	10
1126	31633	46	559	20	المجموع

ويتطبيق معادلة الارتباط بيرسون

$$r = \frac{n\sum xy - (\sum x)(\sum y)}{\sqrt{[n\sum x^2 - (\sum x)^2] \times [n\sum y^2 - (\sum y)^2]}}$$

$r = 0.166$ نجد أن:

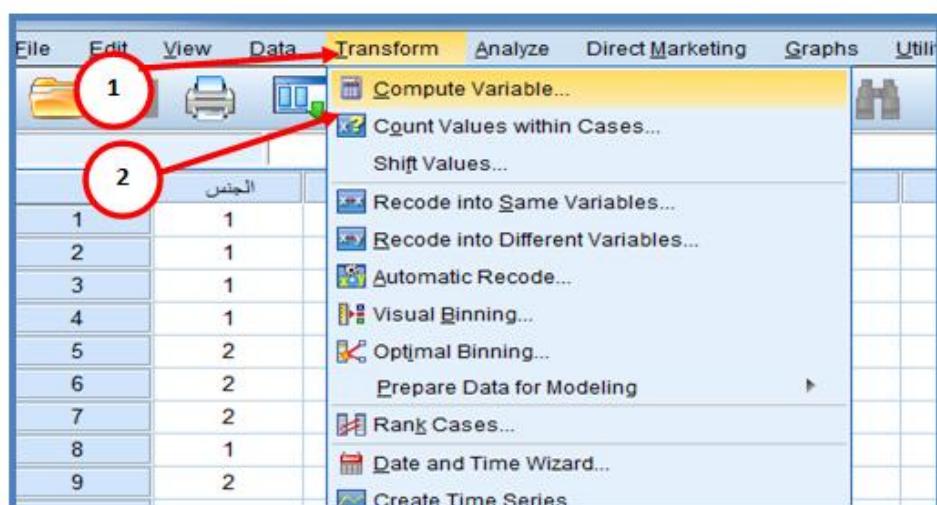
عند درجة الحرية $8 = 2 - 2$ وعند مستوى الدلالة 0.05 نجد أن القيمة المجدولة $0.631 = r$ (من خلال الجدول قيم r المجدولة) وهي أكبر من القيمة المحسوبة: $0.166 = r$ ، إذا نستنتج أن الاتساق ضعيف وغير دال للفقرة 01.

بـ-2- حساب صدق الاتساق الداخلي باستخدام spss:

* إذا كان المقياس مقسم إلى أبعاد تقوم بحساب الاتساق الداخلي لكل بعد على حد في الدراسات الاستطلاعية من الأحسن أن لا يتجاوز عدد المبحوثين 30 ليتم توزيع الاستبيان التجريبي للتأكد من خصائصه السيكومترية (الصدق والثبات).

أولاً: يجب إنشاء الدرجة الكلية لهذا الاستبيان بالطريقة التالية

Transform → Compute variable



فيظهر المربع الحواري التالي:

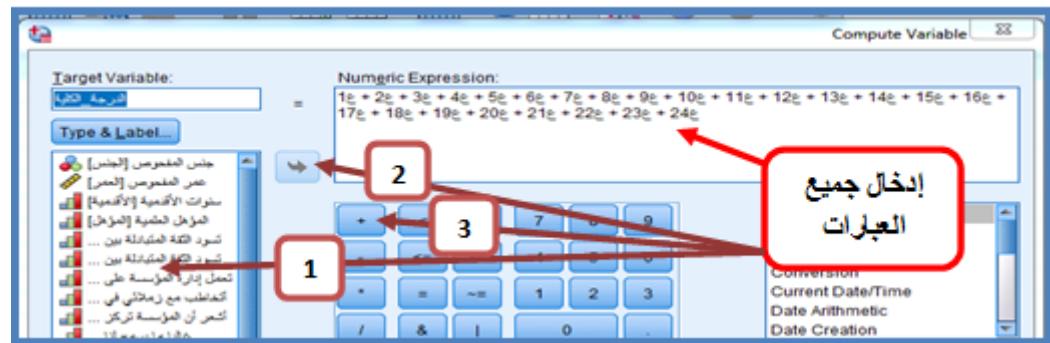


(1) نكتب عنوان المتغير في Target Variable مثال: الدرجة_ الكلية (لا تقبل الفراغات)

(2) نعرف العنوان في خانة **Type & Label** مثال: الدرجة الكلية للمقياس.

Function group All في خانة (3)

(4) نقوم بجمع العبارات في خانة **Numeric Expression** مثال: $ع1+ع2+ع3$

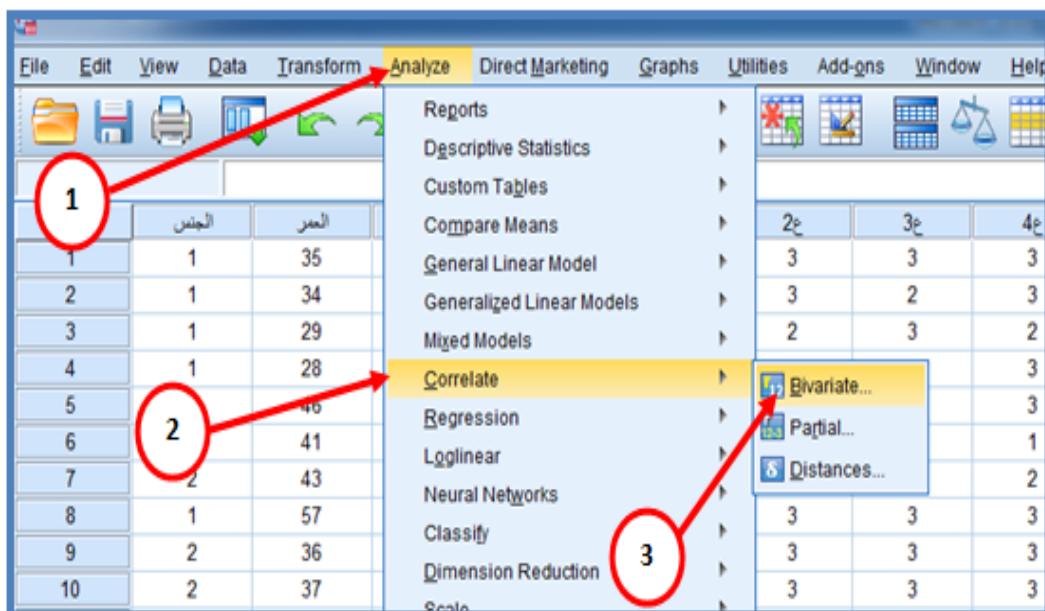


(5) نختار Ok فيظهر عمود للدرجة الكلية في صفحة Data View وصف للدرجة الكلية في صفحة Variable View.

	الرتبة	الدرجة الكلية	الرتبة
1	3	24.00	72.00
2	2	20.00	59.00
3	2	20.00	60.00
4	1	24.00	70.00
5	1	24.00	70.00

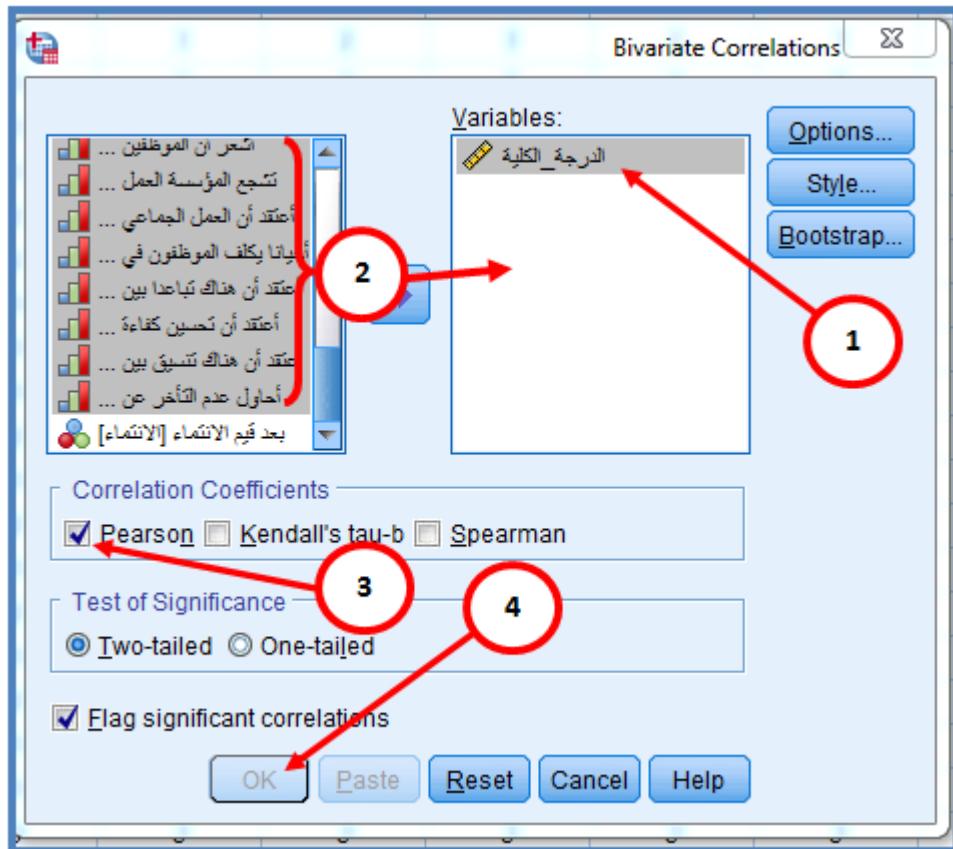
	Name	Type	Width	Decimals
25	ع1	Numeric	8	0
26	ع2	Numeric	8	0
27	ع3	Numeric	8	0
28	الإشارة	Numeric	8	2
30	الدرجة الكلية	Numeric	8	2
31				

(6) نقوم بحساب العلاقة الارتباطية بين العبارات والدرجة الكلية للمقياس من خلال:



Analyze → Correlate → Bivariate

فيظهر المربع الحواري التالي:



نقوم بإرسال الدرجة الكلية إلى خانة **Variables** وبعدها نقوم بإرسال جميع العبارات لنفس الخانة ثم

نؤشر على خانة **Pearson** ثم **Ok**

فتظهر النتائج في جدول على شكل مصفوفة في صفحة **Output**

نأخذ جزء من الجدول لتقسيير النتائج وبقى الجدول تكون بنفس الطريقة

Correlations				
		الدرجة الكلية: الثقافة التنظيمية	نُسُود النقمة المتبادلة بين الإدارة والموظfen	نُسُود النقمة المتبادلة بين الموظفين فيما يبَرِّم
الدرجة الكلية: الثقافة التنظيمية	Pearson Correlation	1	.886**	.907**
	sig. (2-tailed)		.000	.000
	N	76	76	76
نُسُود النقمة المتبادلة بين الإدارة والموظfen	Pearson Correlation	.886**	1	.612**
	sig. (2-tailed)	.000		.000

- رقم 1 و 2 يمثلان العبارات (من 1 إلى 24 مجموع العبارات على طول الصف)

- حرف أ يمثل الدرجة الكلية للمقياس وخانة التقاطع بينها وبين خانات العبارات هي نتائج العلاقة
بين الدرجة الكلية وهذه العبارة

- نلاحظ أن درجة الارتباط بين الدرجة الكلية والعبارة 01 (تسود الثقة بين الإدارة والموظفين)

. وأن $r=0.88$ Sig = 0.00 أنه توجد علاقة ارتباطية قوية بينهما وأنها دالة إحصائية عند 0.05.

- نلاحظ أن درجة الارتباط بين الدرجة الكلية والعبارة 02 (تسود الثقة المتبادلة بين الموظفين)

. وأن $r=0.90$ Sig = 0.00 أنه توجد علاقة ارتباطية قوية بينهما وأنها دالة إحصائية عند 0.05.

وهكذا نواصل مع جميع العبارات

- إذا وجدنا أن العلاقة الارتباطية بين الدرجة الكلية وأحد العبارات ضعيفة هذا يعني أنه لا توجد
للفقرة علاقة بالمقاييس ويجب حذفها

- ملاحظة: * (نجمة واحدة) تعني أن هذا الارتباط دال مستوى الدلالة 0.05

* (نجمتين) تعني أن هذا الارتباط دال مستوى الدلالة 0.01

1-2-2- صدق المقارنة الطرفية (الصدق التمييزي):

تقوم هذه الطريقة على أحد مفاهيم الصدق، وهو قدرة الاستبيان على التمييز بين طرفي الخاصية التي يقيسها، ويقوم الباحث بتطبيق استبيان يقيس الثقافة التنظيمية (كما في مثالنا) على مجموعة من المفحوصين، ولتكن 38 فردا، ثم يرتب الدرجات التي حصلوا عليها تنازلياً أو تصاعدياً في التوزيع، ثم يسحب 27 % من المفحوصين من طرفي التوزيع، فتصير له مجموعتان متطرفتان تساوي كل منهما 10 أفراد ($10 = 100 / 27 \times 38$)، فيقارن بينهما باستخدام اختبار "ت" لدلاله الفروق بين متقطعين حسابيين. (معمرية، 2007، ص، 158)

أ- حساب صدق المقارنة الطرفية (الصدق التمييزي) يدويا:

مثال: قام باحث بتوزيع استبيان الثقافة التنظيمية على عينة حجمها 10 أفراد وعدد الفقرات كانت 8 وبدائل الإجابة هي: دائما، أحيانا، نادرا تأخذ العلامات 3، 2، 1 على الترتيب وكانت درجاتهم كالتالي:

عليها:

- تفريغ الدرجات لكل فقرة في الجدول
- إيجاد مجموع درجات الأفراد في الاستبيان لكل
- ترتيب الدرجات من أقل درجة إلى أعلى درجة
- تحديد 27 % من طرفي التوزيع $10 \times 27 = 2.7 \approx 3$ أفراد

	ترتيب الدرجات من الأقل إلى الأعلى	مجموع درجات الأفراد في الاستبيان ككل	المحاور									الأفراد
			فقرة 08	فقرة 07	فقرة 06	فقرة 05	فقرة 04	فقرة 03	فقرة 02	فقرة 01		
العينة الدنيا 3 =	14	17	2	3	2	1	1	2	3	3	1	
	14	15	1	3	2	1	1	2	2	3	2	
	15	14	1	2	1	2	3	2	1	2	3	
	16	18	2	3	2	3	2	1	2	3	4	
	17	17	2	1	3	2	3	3	2	1	5	
	17	18	2	3	3	3	1	2	2	2	6	
	17	17	3	2	1	1	2	3	2	3	7	
العينة العليا 3 =	17	16	2	2	2	3	1	2	1	2	8	
	18	17	3	2	1	3	3	3	1	2	9	
	18	14	1	1	3	3	3	1	1	1	10	

- نأخذ 03 أفراد من العينة الدنيا (الدرجات الضعيفة) و 03 أفراد من العينة العليا (الدرجات المرتفعة)

ونجري مقارنة بينهما من خلال اختبار "ت" T لعينتين مستقلتين. عند مستوى الدلالة $\alpha = 0.05$.

- نحسب "ت" المحسوبة بالخطوات التالية:

Σ	3	2	1	الأفراد
53	17	18	18	درجة الأفراد المرتفعة
	- 0.66	0.34	0.34	$xi - \bar{x}_1$
0.705	0.435	0.155	0.115	$(xi - \bar{x}_1)^2$
	3	2	1	الأفراد
43	15	14	14	درجة الأفراد المرتفعة
	0.67	- 0.33	- 0.33	$xi - \bar{x}_2$
0.664	0.448	0.108	0.108	$(xi - \bar{x}_2)^2$

أولاً: نحسب المتوسط الحسابي للعينتين وفق القانون التالي :

$$\bar{x} = \frac{\sum xi}{n}$$

$$\bar{x}_1 = \frac{\sum xi}{n} = \frac{53}{3} = 17.66$$

$$\bar{x}_2 = \frac{\sum xi}{n} = \frac{43}{3} = 14.33$$

ثانياً: نحسب التباين للعينتين وفق القانون التالي:

$$S^2 = \frac{\sum (xi - \bar{x})^2}{n - 1}$$

$$S1^2 = \frac{\sum (xi - \bar{x}_1)^2}{n_1 - 1} = \frac{0.705}{3-1} = 0.352$$

$$S2^2 = \frac{\sum (xi - \bar{x}_2)^2}{n_2 - 1} = \frac{0.664}{3-1} = 0.332$$

ثالثاً: نقوم بحساب قيمة "ت" لعينتين مستقلتين كما يلي:

$$T = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\sqrt{\frac{(n_1-1)S1^2 + (n_2-1)S2^2}{(n_1+n_2)-2} \times \left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}\right)}}$$

$$T = \frac{17.66 - 14.33}{\sqrt{\frac{(3-1)0.352 + (3-1)0.332}{(3+3)-2} \times \left(\frac{1}{3} + \frac{1}{3}\right)}}$$

$$T = \frac{17.66 - 14.33}{\sqrt{\frac{(3-1)0.352 + (3-1)0.332}{(3+3)-2} \times \left(\frac{1}{3} + \frac{1}{3}\right)}} = \frac{3.33}{\sqrt{\frac{0.704 + 0.664}{4} \times 0.66}} = \frac{3.33}{\sqrt{0.225}} = \frac{3.33}{0.474}$$

$$= 7.02$$

لدينا قيمة "ت" المحسوبة = 7.02.

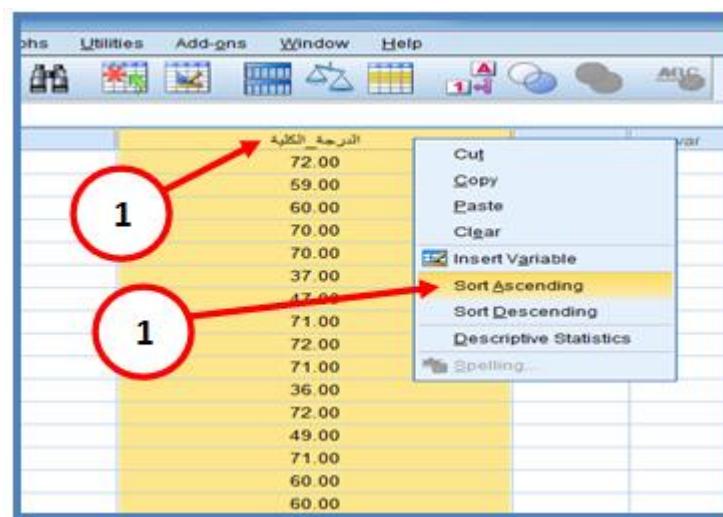
أما قيمة "ت" الجدولية عند درجة الحرية 4 - 2 = df = 2.773 (من خلال الجدول قيم ت المجدولة)، وهي أقل من القيمة المحسوبة، إذا نستنتج أنه توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين الدرجات الضعيفة والمرتفعة في الاستبيان، ما يؤكد أن الاستبيان صادق في ما يقيس وفي قدرته على التمييز بين درجات الأفراد. (عبان، فيديو حساب الصدق التمييزي للاستبيان، 2020).

ب- حساب صدق المقارنة الطرفية (الصدق التمييزي) باستخدام spss :

أولاً: يجب إيجاد الدرجة الكلية للمقياس (تم التطرق إليها)

ثانياً: نقوم بترتيب الدرجة الكلية (تصاعدياً أو تنازلياً) من خلال الذهاب إلى عمود الدرجة الكلية في صفحة

. Sort Ascending إلى Data View



ثم نقوم بتحديد نسبة 27 % من العينة ككل $76 \times 27 \approx 20.52 = 100 \div 21$ ، بالإضافة عمود جديد Var ونكتب 1 ثم نعكس الترتيب أو نبدأ من الأسفل ونكتب 2.

ثم نرجع إلى صفحة **Variable View** ونقوم بتسمية العمود إلى المجموعات، ثم من خلال نقوم بترميز المجموعات إلى الدنيا هي 1، والعليا هي 2.

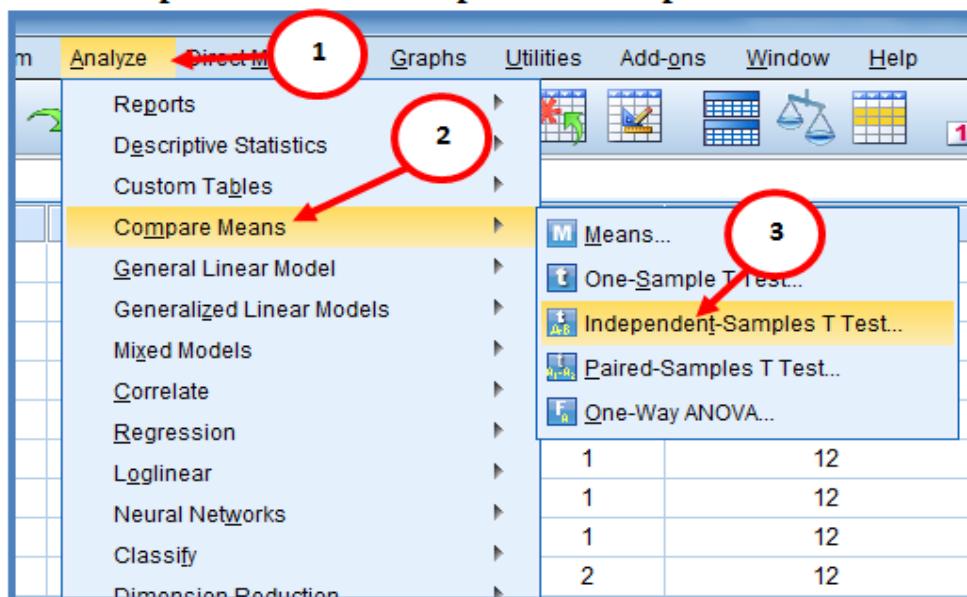
فتصبح بهذا الشكل:

الدروج	المجموعات
1	1
1	1
1	1
1	1
1	1
1	1
1	1
1	1

الإثناء	Numeric	8	0	بعد قيم الإثناء	None
الدرجة الكلية	Numeric	8	0	الدرجة الكلية: الثانية ...	None
المجموعات	Numeric	8	0	[1, 2]	

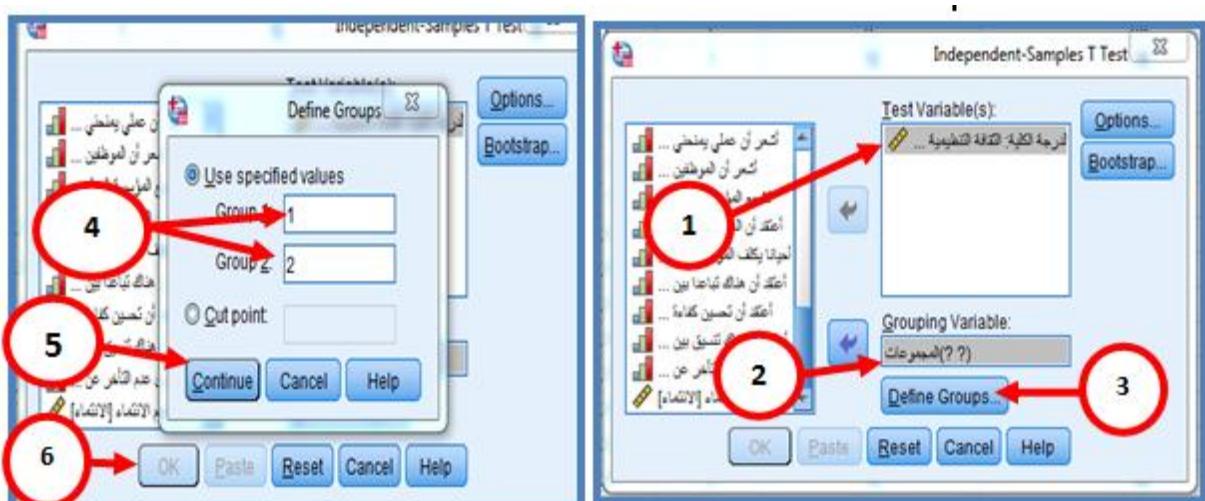
وللتتأكد من وجود فروق بين هاتين المجموعتين (الدنيا والعليا) نذهب إلى:

Analyze → Compare Means → Independent-Samples T Test



فيظهر المربع الحواري التالي:

نقوم فيه بوضع الدرجة الكلية في خانة **Test Variable** ووضع المجموعات في خانة **Grouping Variable** ثم نقوم بتعريف المجموعات في خانة **Define Groups** بوضع الرقمين 1 و 2 ثم نضغط **Ok** ثم **Continue**



فقطه لنا عدة جداول في صفحة Output

الجدول الأول: هو الجدول الوصفي لاختبار المتوسط الحسابي – الانحراف المعياري – عدد العينة

Group Statistics				
المجموعات	N	Mean	Std. Deviation	Std. Error Mean
الدنيا	21	41.57	7.909	1.726
العليا	21	71.95	.384	.084

الجدول الثاني:

	F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference
الدنيا	82.485	.000	-17.582	40	.000	-30.381	1.728	-33.873 -26.889
العليا			-17.582	20.094	.000	-30.381	1.728	-33.984 -26.778

أولاً نشاهد قيمة Sig الأولى إذا كانت :

Sig > 0.05 في هذه الحالة نختار القيمة في الصنف السفلي، أما إذا كانت Sig < 0.05 نختار القيمة في الصنف العلوي .

في مثالنا هذا نجد قيمة Sig = 0.00 وهي أقل من 0.05 ، إذا نختار القيمة في الصنف السفلي من الجدول فتجد مايلي :

– t = 17.58 ، ودرجة الحرية df = 20 ، وقيمة Sig (2.tailed) = 0.00 (وهو ما يهمنا)

– بما أن قيمة Sig (2.tailed) = 0.00 وهي أقل من 0.05 فإننا نرفض الفرض الصفرى ونقبل البديل ونقول توجد فروق ذات دلالة إحصائية لدى العينة بناءاً على المجموعات (العليا والدنيا) إذا المقياس يوجد به صدق تميizi قادر على التمييز بين الأشخاص الذين يمتلكون السمة بشكل عالي والذين يمتلكون السمة بشكل منخفض أي توجد أطراف للسمة.

– أما لو كانت Sig (2.tailed) > 0.05 في هذه الحالة نقبل الفرض الصفرى ونرفض الفرض البديل ونقول لا توجد فروق ذات دلالة إحصائية لدى العينة بناءاً على المجموعات (العليا والدنيا) إذا المقياس لا يوجد به صدق تميizi وغير قادر على التمييز بين الأشخاص الذين يمتلكون السمة بشكل عالي والذين يمتلكون السمة بشكل منخفض أي لا توجد أطراف للسمة.

١-٢-٣- الصدق المستخرج من معامل الثبات (الصدق الذاتي):

تشير بعض المراجع إلى نوع آخر من الصدق تطلق عليه: الصدق الذاتي Intrinsic Validity . وتعتمد في ذلك على أن الدرجات التجريبية بعد تلخيصها من أخطاء القياس (عند حساب الثبات) تصبح درجات حقيقية، وبما أنها صارت حقيقة يمكن اعتبارها محكراً ينسب إليه صدق الاختبار. وذلك بحساب الجذر التربيعي لمعامل الثبات بوصفه معالماً للصدق. إلا أن هذه الطريقة عليها ملاحظتان:

الأولى: أنها تتجاهل تماماً المبدأ الأساسي الذي يربط بين الصدق والثبات وهو أن كل اختبار صادق ثابت وليس كل اختبار ثابت صادق. فمفهوم الثبات أوسع من مفهوم الصدق، فهو يتضمن اختبارات صادقة وأخرى غير صادقة.

الثانية: أن معاملات الثبات هي دائماً عبارة عن كسر من الواحد الصحيح، ونتيجة لاستخراج جذرها التربيعي، نحصل دائماً على قيمة أكبر منها (حيث أن جذر كسر عشري أكبر منه)

مثال: لدينا قيمة الثبات ألفا كرونباخ = 0.65

$$\sqrt{0.65} = \text{الصدق الذاتي} = \alpha_{\text{كرونباخ}} = 0.80$$

بعد حساب الصدق الذاتي وهو الجذر التربيعي للثبات وجدناه يساوي 0.80 ما يدل على المقياس صادق فيما يقيس.

١-٣- ثبات الاختبار:

"هو ضمان الحصول على نفس النتائج تقريباً إذا أعيد تطبيق الاختبار على نفس الفرد أو نفس المجموعة" ولا يكون الاختبار ثابتاً إلا إذا تحقق ما يلي:

- أن يعطي الاختبار نفس النتائج تقريباً إذا أعيد تطبيقه على نفس المجموعة من الأفراد.
- أن تكون هناك علاقة قانونية بين بنود الاختبار، مما يدل على التناسق في البناء الداخلي للاختبار.
- يعني ثبات الاختبار دلالة على الأداء الفعلي أو الأداء الحقيقي للفرد الذي يعبر عنه بالدرجة الحقيقة التي يحصل عليها الفرد في اختبار ما. (معمرية، 2007، ص، 167)

١-٤- أنواع الثبات:

توجد في الحقيقة أنواع عديدة لحساب الثبات ذكر منها:

- طريقة ألفا كرونباخ - طريقة التجزئة النصفية - طريقة التنسق الداخلي - طريقة الصور المتكافئة - طريقة إعادة تطبيق الاختبار - طريقة ثبات اختبار السرعة.

و سنتناول بعض أنواع الثبات وأشهرها وهي كالتالي:

٤-١-١- الثبات بـألفا كرونباخ:

يرمز له ب α وهو من أهم مقاييس الاتساق الداخلي للاختبار المكون من درجات مركبة . ومعامل ألفا يربط ثبات الاختبار بثبات بنوده، فازدياد نسبة تباينات البنود بالنسبة إلى التباين الكلي يؤدي إلى انخفاض معامل الثبات، وصيغة معادلة معامل ألفا كرونباخ كما يلي:

(معمرية، 2007، ص، 184)

$$\alpha = \frac{K}{K-1} + \left(1 - \frac{\sum_{i=1}^K \delta_{xi}^2}{\delta_X^2} \right)$$

α : ألفا كرونباخ

K: عدد الأسئلة

$\sum_{i=1}^K \delta_{xi}^2$: مجموع التباينات الجزئية

δ_X^2 : التباين الكلي

أ- حساب معامل ألفا كرونباخ يدويا:

مثال:

قام باحث بتوزيع استبيان الثقافة التنظيمية على عينة حجمها 05 أفراد وعدد الفقرات كانت 3 (لتسهل عملية الحساب)، وبسائل الإجابة هي: دائماً، أحياناً، نادراً تأخذ العلامات 3، 2، 1 على الترتيب فكانت درجاتهم كالتالي:

لإيجاد معامل الثبات ألفا كرونباخ نتبع الخطوات التالية:

- نحسب المتوسط الحسابي للأجوبة

- نحسب التباين لكل سؤال (الباين الجزئي)

						العبارات			
						X3	X2	X1	الأفراد
($x_3 - \bar{x}_3$) ²	($x_2 - \bar{x}_2$) ²	($x_1 - \bar{x}_1$) ²	$x_3 - \bar{x}_3$	$x_2 - \bar{x}_2$	$x_1 - \bar{x}_1$	3	3	1	1
1.44	1.44	0.04	1.2	1.2	0.2-	1	2	1	2
0.64	0.04	0.04	0.8-	0.2	0.2-	2	1	2	3
0.04	0.64	0.64	0.2	0.8-	0.8	1	1	1	4
0.64	0.64	0.04	0.8-	0.8-	0.2-	2	2	1	5
0.04	0.04	0.04	0.2	0.2	0.2-	9	9	6	Σ
التباین الجزئی للسؤال 03	التباین الجزئی للسؤال 02	التباین الجزئی للسؤال 01				1.8	1.8	1.2	المتوسط الحسابي

- نحسب مجموع الأجوبة على كل سؤال ونكون سلسلة جديدة نحسب متوسطها الحسابي ثم تباينها

(التباین الكلی):

$(X_4 - \bar{X})^2$	$X_4 - \bar{X}$	$X_1 + X_2 + X_3 = X_4$	الأفراد
4.84	2.2	7	01
0.64	0.8 -	4	02
0.04	0.2	5	03
3.24	1.8 -	3	04
0.04	0.2	5	05
8.8		24	Σ
		4.8 = 5/24	المتوسط الحسابي

- حساب ألفا كرونباخ α

$$\alpha = \frac{K}{K-1} + \left(1 - \frac{\sum_{i=1}^K \delta_{xi}^2}{\delta_X^2} \right)$$

: ألفا كرونباخ α

K : عدد الأسئلة = 3

: مجموع التباينات الجزئية = $2.8 + 2.8 + 0.8 = \sum_{i=1}^K \delta_{xi}^2$

: التباين الكلي = 8.8 ومنه نطبق في المعادلة

$$\alpha = \frac{3}{3-1} \left(1 - \frac{0.8 + 2.8 + 2.8}{8.8} \right) = 1.5 (1 - 0.72) = 1.5(0.28) = 0.42$$

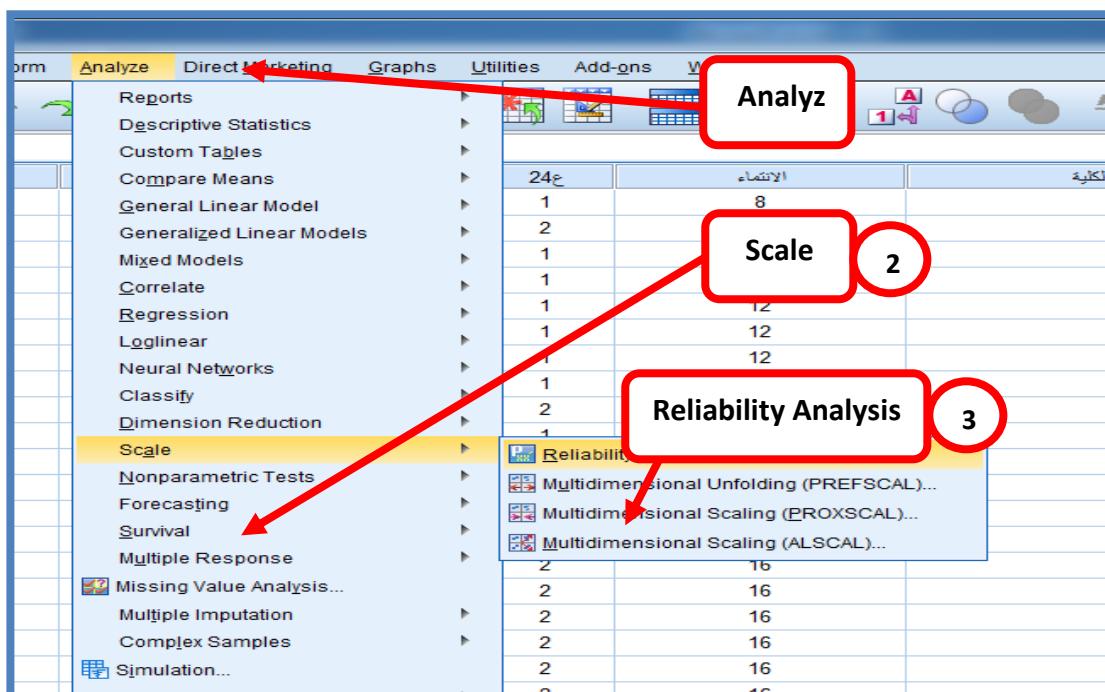
إذا وجدنا قيمة $\alpha = 0.42$ منه نستنتج أن الثبات ضعيف ولكي يكون الثبات قوي وقبول فيجب أن يكون أكبر أو يساوي من $0.7 \leq \alpha$.

بـ- حساب معامل ألفا كرونباخ باستخدام spss

يجب إتباع الخطوات 3 التالية:

Analyze → Scale → Reliability Analysis → items → (نضع فيها المتغيرات)

Continue → Alpha → Ok





فيظهر لنا جدول يوضح لنا قيمة ألفا كرونباخ وإذا كانت قيمة الثبات أكثر أو يساوي 0.70 فإن المقياس ثابت فيما يقيس. لدينا في المثال ألفا كرونباخ تساوي 0.94 إذا المقياس ثابت فيما يقيس

Scale: ALL VARIABLES		
Case Processing Summary		
	N	%
Cases	Valid	76 100.0
	Excluded ^a	0 .0
Total		76 100.0

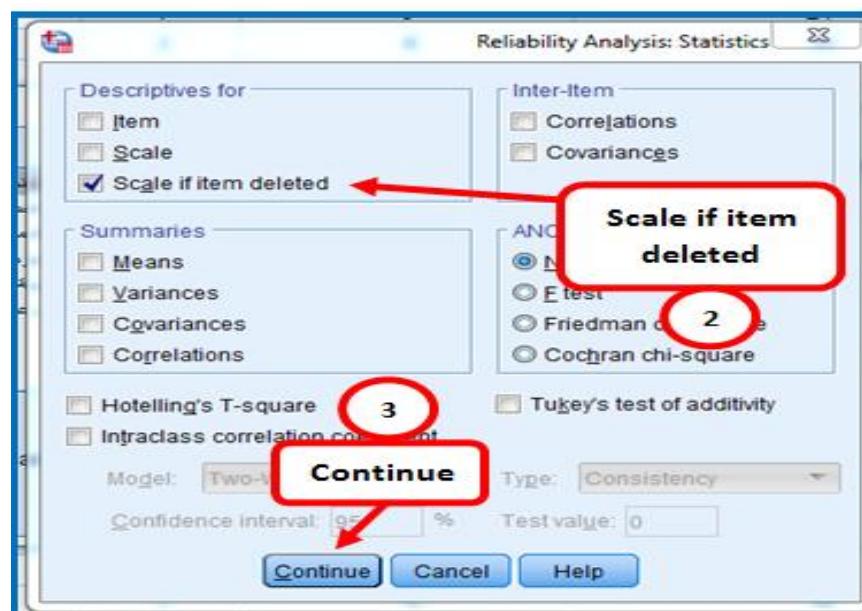
a. Listwise deletion based on all variables in the procedure.

قيمة ألفا كرونباخ = 0.94

Reliability Statistics	
Cronbach's Alpha	N of Items
.943	25

أما إذا كان أقل من 0.70 فإنه لا يعملا ويجب معالجته.

لكن السؤال المطروح كيف أعرف السؤال الذي سبب المشكلة وأدى إلى انخفاض الثبات وذلك بالتوجه إلى:
Analyze → Scale → Reliability Analysis → statistics → Scale if item deleted
→ Continue → OK



ثم نختار **Ok** ثم **continue** ثم **Scale if item deleted** فيظهر الجدول التالي:

	Scale Mean if Item Deleted	Scale Variance if Item Deleted	Corrected Item-Total Correlation	Cronbach's Alpha if Item Deleted
تسود النقاقة المتبادلة بين الإدارة والموظفين	75.16	315.575	.878	.940
تسود النقاقة المتبادلة بين الموظفين فيما بينهم	75.29	312.208	.901	.939
تعمل إدارة المؤسسة على تهيئة جو الرضا بين الموظفين	75.16	315.575	.878	.940
اتخاطب مع زميلي في أمور العمل بغير دانت (لعدة) مستتركة			.901	.939
أشعر أن المؤسسة تركت على الجانب الإنساني	75.16	315.575	.878	.940

هذا الجدول يحتوي العبارات وكل عبارة يقابلها معامل ألفا كرونباخ بعد حذف هذه الفقرة، فنختار القيمة التي نريدها ونحذف العبارة المقابلة لها.

٤-٢-١ الثبات بالتجزئة النصفية:

تعتمد هذه الطريقة على تجزئة الاختبار إلى جزأين فقط بحيث يتكون الجزء الأول من الدرجات الفردية للاختبار والجزء الثاني من الدرجات الزوجية للاختبار. ومن ثم إيجاد معامل الارتباط بين نصفي هذا الاختبار بطريقة بيرسون وبعد ذلك يتم تصحيح معامل الارتباط بواسطة سبيرمان براون أو بمعادلة جيتمان

أ- حساب الثبات بالتجزئة النصفية يدوياً:

مثال تطبيقي:

لدينا درجات عشرة طلاب في اختبار تم تقسيمه إلى ثمانى أسئلة كما موضح في الجدول التالي، والمطلوب حساب قيمة معامل الثبات لدرجات الأسئلة الفردية والزوجية باستخدام طريقة التجزئة النصفية؟

الأسئلة								الأفراد
8	7	6	5	4	3	2	1	
0	0	0	1	1	1	1	1	01
0	0	1	1	0	1	1	1	02
0	0	0	1	1	0	1	1	03
1	1	1	1	0	1	1	1	04
0	0	1	0	0	1	1	1	05
1	1	0	0	1	1	1	1	06
0	0	1	1	0	1	1	1	07
0	1	1	1	1	1	1	1	08
0	0	0	0	1	1	1	1	09
1	1	1	1	1	1	1	1	10

الحل:

نقوم بتجميع درجات الأسئلة الفردية على حد ونسميها "x" ودرجات الأسئلة الزوجية على حد ونسميتها "y" لكل طالب منفرداً ونضعها في الجدول التالي:

Y^2	X^2	$X \cdot Y$	Σ مجموع الدرجات الزوجية	Σ مجموع الدرجات الفردية
4	9	6	2	3
9	9	9	3	3
4	4	4	2	2
9	16	12	3	4
4	4	4	2	2
9	9	9	3	3
4	9	6	2	3
9	16	12	3	4
4	4	4	2	2
16	16	16	4	4
72	96	82	26	30
				Σ

*أولاً نقوم بحساب معامل الارتباط بيرسون (نصفي ، جزئي) الاختبار :

$$r = \frac{n\Sigma xy - (\Sigma x)(\Sigma y)}{\sqrt{[n\Sigma x^2 - (\Sigma x)^2] \times [n\Sigma y^2 - (\Sigma y)^2]}}$$

$$r = \frac{10 \times 82 - 30 \times 26}{\sqrt{[10 \times 96 - (30)^2] \times [10 \times 72 - (26)^2]}}$$

$$r = 0.77$$

*ثانياً نقوم بحساب معامل الارتباط المصحح، لأنّه يجب تصحيح وتعديل الارتباط السابق (الجزئي)

باستخدام معادلة سبيرمان – براون وفق القانون التالي:

$$r_{SB} = \frac{r \times 2}{r + 1}$$

حيث r_{SB} : معادلة سبيرمان براون

r : معامل الارتباط بيرسون بين درجات النصف الفردي والنصف الزوجي.

منه نستنتج أن الثبات قوي لأن قيمته أكبر من 0.7 نستخدم هذه الطريقة إذا كان النصفي الاختبار

متساوين في التباين أما إذا لم يكونوا متساوين نصححها بمعادلة جيتمان

ب- حساب الثبات بالتجزئة النصفية باستخدام spss :

يجب إتباع الخطوات التالية:

Analyze → Scale → Reliability Analysis → items → (نضع فيها المتغيرات)

Continue → Split-half (التجزئة النصفية) → Ok

نفس خطوات حساب ألفا كرونباخ إلا أننا نختار هذه المرة Split-half (التجزئة النصفية) بدلاً عن ألفا كرونباخ



فيظهر لنا عدة جداول أهمها الجدول الثاني الذي يحتوي على:

- ثبات ألفا كرونباخ للنصف الأول والنصف الثاني

- الارتباط بين النصفين

- قيمة سبيرمان براون

- قيمة معادلة جيتمان

Case Processing Summary		
	N	%
Cases	Valid	76 100.0
	Excluded ^a	0 .0
	Total	76 100.0

a. Listwise deletion based on all variables in the procedure.

Reliability Statistics			
Cronbach's Alpha	Part 1	Value N of Items	.979 13 ^a
	Part 2	Value N of Items	.846 12 ^b
		N of Items	25
Correlation Between Forms			.997
Spearman-Brown Coefficient	Equal Length		.998
	Unequal Length		.998
Guttman Split-Half Coefficient			.965

إذا كان النصفي الاختبار متساوين في التباين أما إذا لم يكونوا متساوين نصحها بمعادلة جيتمان

لدينا هنا في هذا المثال معال الثبات بأسلوب التجزئة النصفية :

N عدد أفراد العينة (في الدراسة الاستطلاعية من الأفضل أن تكون 30)	معامل الارتباط بعد التصحيح بمعادلة سبيرمان - براون	معامل الارتباط قبل التصحيح
76	0.998	0.997

بما أن الارتباط هنا يساوي 0.99 فهو قوي جدا وبالتالي فالثبات قوي جدا

٤-٣- الثبات بطريقة التناسق الداخلي(معادلة كيودر ورشاردسون-20):

هذا المعامل تم استنتاجه من طرف كيودر ورشاردسون سنة 1937 ويعتبر نظير ومعادل لمعامل الثبات ألفا كرونباخ أي يعتبر حالة خاصة من معامل ألفا كرونباخ يعتمد فيها على الفقرات التي تحتمل إجابتين فقط، أي إدخال بالترميز 0 و 1 ثم حساب معامل ألفا كرونباخ الذي يعبر عن معامل كيودر ورشاردسون، أي تستخدم هذه الطريقة في حساب الثبات عندما تكون درجات مفردات أو أسئلة الاختبار أو الاستبيان ثنائية فقط مثل (0,1) أو (نعم ، لا) أو (صح، خطأ) ويتم حساب معامل الثبات ألفا كرونباخ وفق هذه المعادلة:

$$KR_{20} = \frac{K}{K - 1} \left[\frac{S_{total}^2 - \sum S_{item}^2}{S_{total}^2} \right]$$

حيث:

KR_{20} : معادلة كودر - ريتشاردسون 20

K : عدد فقرات الاستبيان أو أسئلة الاختبار

$\sum S_{item}^2$: مجموع تباينات فقرات الاستبيان أو أسئلة الاختبار

S_{total}^2 : تباين الدرجات النهائية للمبحوثين (الدرجات الكلية للاختبار)

أ- حساب الثبات بطريقة التناقض الداخلي (معادلة كيودر وريتشاردسون-20) يدوياً:

مثال تطبيقي:

لدينا استبيان مكون من 3 بنود (فقرات) و 02 بدائل للإجابة (نعم ، لا) تأخذ العلامات 2، 1 على الترتيب، تم توزيعه على 5 أفراد.

المطلوب : حساب معامل الثبات وفق طريقة كودر - ريشاردسون؟

الحل:

أولاً:- نفرغ استجابات الأفراد في الجدول (لا = 1، نعم = 2)

- حساب مجموع درجات الأفراد في الاستبيان ككل

- حساب مجموع درجات الفقرات

- حساب متوسط درجات الفقرات

مجموع درجات المبحوثين	البنود				الأفراد
	4	3	2	1	
8	2	2	2	2	01
7	2	1	2	2	02
7	2	1	2	2	03
8	2	2	2	2	04
7	1	2	2	2	05
8	2	2	2	2	06
4	1	1	1	1	07
49	12	11	13	13	مجموع درجات الفقرات
	1.71	1.57	1.86	1.86	متوسط درجات الفقرات

ثانيا - نقوم بحساب تباينات الاستبيان وفق القانون التالي:

								العبارات				الأفراد
$(x_3 - \bar{x})^2$	$(x_3 - \bar{x}_3)^2$	$(x_2 - \bar{x}_2)^2$	$(x_1 - \bar{x}_1)^2$	$x_4 - \bar{x}_4$	$x_3 - \bar{x}_3$	$x_2 - \bar{x}_2$	$x_1 - \bar{x}_1$	x_4	x_3	x_2	x_1	
0.084	0.184	0.196	0.196	0.29	0.43	0.14	0.14	2	2	2	2	01
0.084	0.324	0.196	0.196	0.29 0.57	- 0.57	0.14	0.14	2	1	2	2	02
0.084	0.324	0.196	0.196	0.29 0.57	- 0.57	0.14	0.14	2	1	2	2	03
0.084	0.184	0.196	0.196	0.29	0.43	0.14	0.14	2	2	2	2	04
0.504	0.184	0.196	0.196	- 0.71	0.43	0.14	0.14	1	2	2	2	05
0.084	0.184	0.196	0.196	0.29	0.43	0.14	0.14	2	2	2	2	06
0.504	0.32	0.739	0.739	- 0.71	- 0.86	0.86-	0.86-	1	1	1	1	07
1.424	1.714	0.857	0.857					12	11	13	13	Σ
التباین الجزئی اللسوال 04	التباین الجزئی اللسوال 03	التباین الجزئی اللسوال 02	التباین الجزئی اللسوال 01					1.71	1.57	1.86	1.86	المتوسط الحسابي

: لدينا :

$$S_1^2 = \frac{0.857}{7} = 0.12 \quad S_2^2 = \frac{0.857}{7} = 0.12 \quad S_3^2 = \frac{1.714}{7} = 0.24 \quad S_4^2 = \frac{2}{5} = 0.20$$

ثالثا: نقوم بحساب الدرجات النهائية للمبحوثين وفق قانون :

$(x_i - \bar{x})^2$	$x_i - \bar{x}$	مجموع درجات المبحوثين	الأفراد
1	1	8	01
0	0	7	02
0	0	7	03
1	1	8	04
0	0	7	05
1	1	8	06
9	3-	4	07
12	/	49	مجموع الدرجات الكلية
/	/	7	متوسط درجات الكلية

$$S_{Total}^2 = \frac{\sum (x_i - \bar{x})^2}{n} = \frac{12}{7} = 1.71$$

رابعاً: نقوم بحساب التناسق الداخلي (معادلة كيودر وريتشاردسون-20):

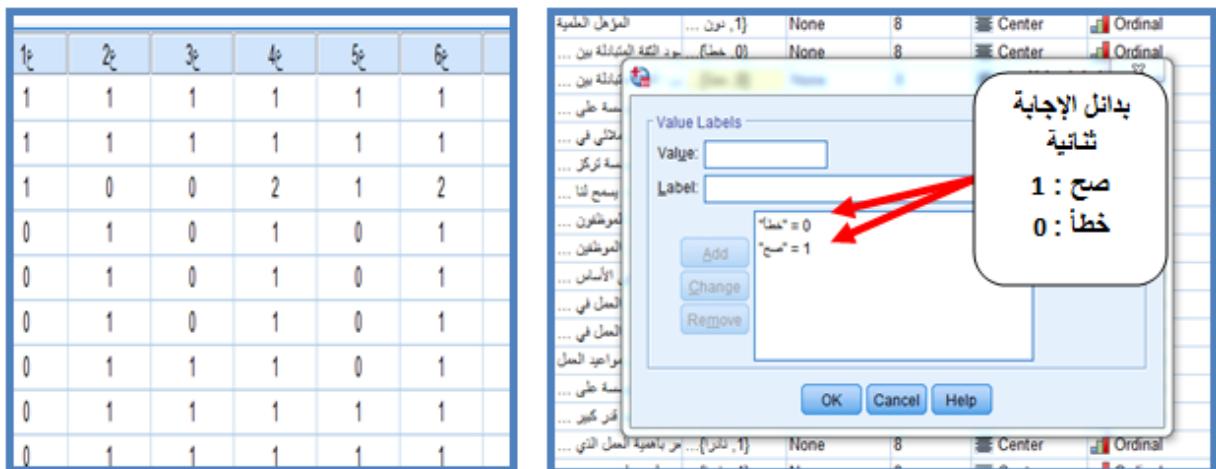
$$\begin{aligned} KR_{20} &= \frac{K}{K-1} \left[\frac{S_{total}^2 - \sum S_{item}^2}{S_{total}^2} \right] \\ &= \frac{4}{4-1} \left[\frac{1.71 - (0.12 + 0.12 + 0.24 + 0.20)}{1.71} \right] \\ KR_{20} &= 1.33 \left[\frac{1.03}{1.71} \right] = 1.33 \times 0.60 = \textcolor{red}{0.80} \end{aligned}$$

بما أن قيمة معامل كيودر وريتشاردسون تساوي 0.80 وهي أكبر من 0.70 فإن ثبات الاستبيان قوي (عبان، معامل ثبات الاستبيان وفق طريقة كودر ريتشاردسون ، 2020)

ب- حساب الثبات بطريقة التناسق الداخلي(معادلة كيودر وريتشاردسون-20) باستخدام spss :

وهو حساب معامل ألفا كرونباخ وبنفس الخطوات بشرط أن تكون الاستجابة (بدائل الإجابة) ثنائية فقط، فمعامل كيودر وريتشاردسون ما هو إلا معامل ألفا كرونباخ في حالة بدائل إجابة ثنائية.

مثال: لدينا بدائل الإجابة صح 1 وخطأ 0.

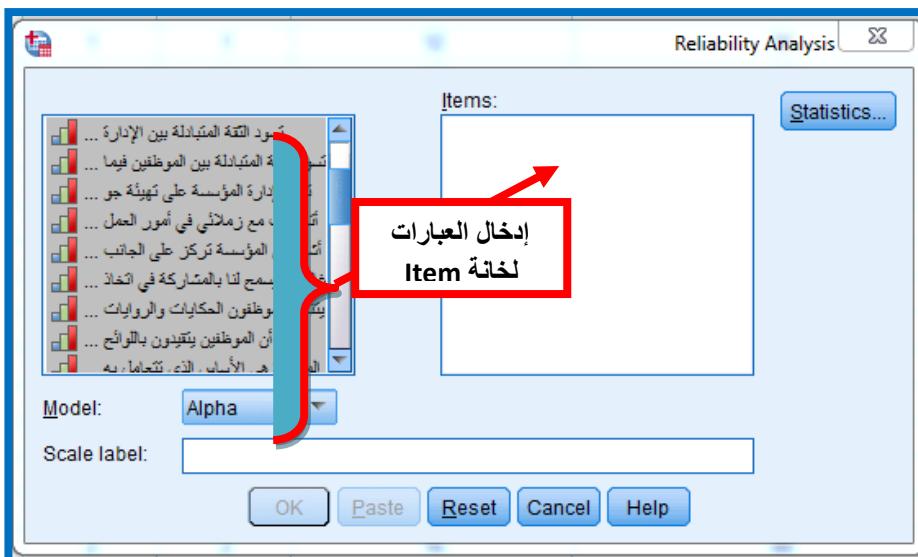
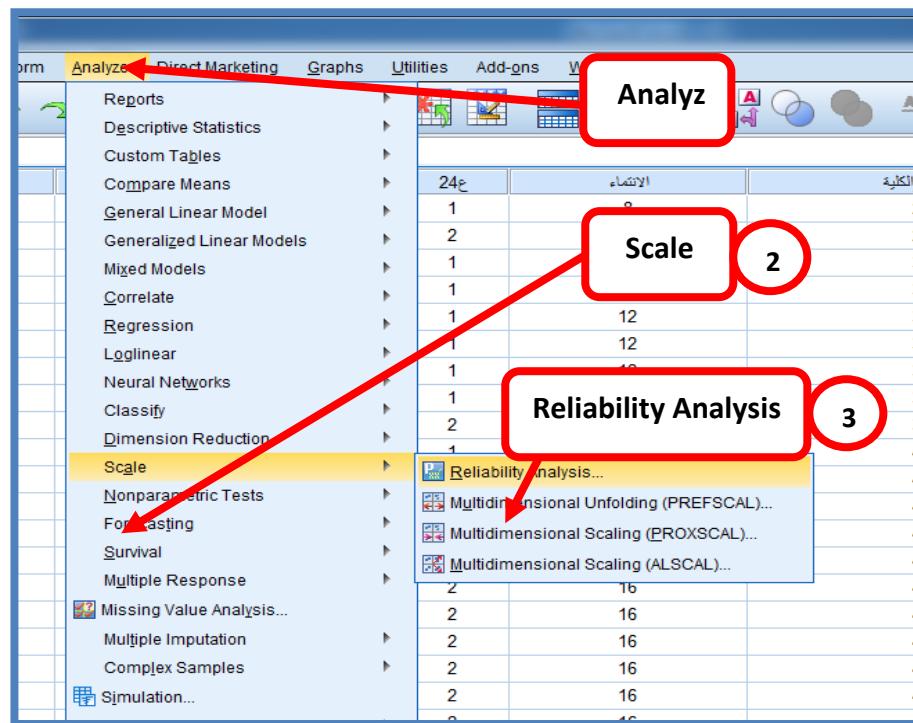


في هذه الحالة نحسب الثبات بطريقة التناسق الداخلي(معادلة كيودر وريتشاردسون-20) بنفس خطوات وطريقة حساب ألفا كرونباخ.

يجب إتباع الخطوات التالية:

→ (نضع فيها المتغيرات) Analyze → Scale → Reliability Analysis → items

Continue → Alpha → Ok





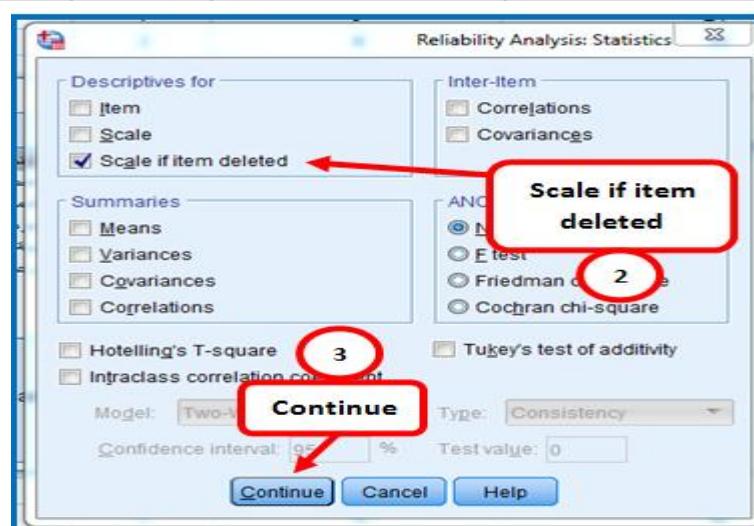
فيظهر لنا جدول يوضح لنا قيمة ألفا كرونباخ وإذا كانت قيمة الثبات أكثر أو يساوي 0.70 فإن المقياس ثابت فيما يقيس. لدينا في المثال ألفا كرونباخ تساوي 0.58 إذا المقياس غير ثابت . إذا وجب معالجته.

Case Processing Summary		
	N	%
Cases	Valid	20 100.0
	Excluded ^a	0 .0
	Total	20 100.0

a. Listwise deletion based on all variables in the procedure.

Reliability Statistics	
Cronbach's Alpha	N of Items
.582	10

لكن السؤال المطروح كيف أعرف السؤال الذي سبب المشكلة وأدى إلى انخفاض الثبات وذلك بالتوجه إلى:
Analyze → Scale → Reliability Analysis → statistics → Scale if item deleted → Continue → OK



ثم نختار Ok ثم continue ثم Scale if item deleted :

	Scale Mean if Item Deleted	Scale Variance if Item Deleted	Corrected Item-Total Correlation	Cronbach's Alpha if Item Deleted
تسود الفكرة المتبادلة بين الإدارة والموظفين	6.20	5.116	.065	.603
تسود الفكرة المتبادلة بين الموظفين فيما بينهم	5.85	5.503	-.088	.628
تعمل إدارة المؤسسة على تهيئة جو الرضا بين الموظفين	5.95	5.418	-.062	.629
تضطرب مع زملائي في أمور العمل بغير ذات (الله) متبركة				.629
أشعر أن المؤسسة تذكر على الجانب الإنساني				.493
عاليًا ما يسمح لها بالمشاركة في التضليل بعض القرارات				.556
بنقل الموظفين الحكابات والروابط المستتر كـ حول العمل	6.00	4.632	.292	.557
أعتقد أن الموظفين يتقدرون بالواقع والقدم الإدارية المساعدة	5.85	4.134	.482	.493
المساواة هي الإنسان الذي يتمتع به الإدارية العليا مع كل الموظفين	6.00	4.421	.398	.521
بسود دوران العمل في المؤسسة	5.85	4.029	.536	.476

**قيم ألفا كروتباخ بعد إزالة
الفكرة المقابلة لكل قيمة
وكذلك أقل من 0.7**

هذا الجدول يحتوي العبارات وكل عبارة يقابلها معامل ألفا كرونباخ بعد حذف هذه الفقرة، نلاحظ أن كل القيم أقل من 0.7 إذا نستنتج أن هذا الاستبيان لا يوجد به تناسق داخلي وغير صالح للدراسة. فيجب إعادة صياغته أو تغييره.

✓ بعد التأكد من الخصائص السيكومترية لأدوات الدراسة باستخدام عينة الدراسة الاستطلاعية، نقوم بتوزيع أدوات الدراسة (الاستبيان) على عينة الدراسة الأساسية حيث أن عينة الدراسة الأساسية = عينة الدراسة (التي تم اختيارها في البداية بإحدى الطرق سابقة الذكر) - عينة الدراسة الاستطلاعية

✓ وبعدها نقوم بالمعالجة الإحصائية لأدوات الدراسة. (معالجة خصائص عينة الدراسة، ومعالجة فرضيات الدراسة)

المراحل الخامسة: وصف خصائص العينة (التكرارات ، الإحصاءات الوصفية)

1- دراسة الخصائص демографية للعينة:

نقصد بها مجموعة المعلومات حول الأفراد المستهدفين بالدراسة، بهدف تعميق معرفتنا لتسهل علينا تحليل النتائج ووضع التقارير وتساعدنا أساسا في صياغة الفرضيات الفارقية للدراسة ومن أمثلتها نجد: الجنس، الخبرة المهنية، الحالة الاجتماعية، الحالة الاقتصادية، السن، المستوى التعليميإلخ.
ويتم التطرق للخصائص الديمغرافية من خلال:

- تحديد الفئات: تحديد فئات الخصوصية مثل: الجنس(ذكر، أنثى)، الخبرة المهنية(أقل من 5 سنوات، من 6 إلى 15 سنة، أكثر من 15 سنة)

- التكرارات: وهي عدد المرات التي تكررت فيها الفئة في الخاصية المدروسة مثل: عدد الذكور وعدد الإناث في خاصية الجنس

- التكرار النسبي: وهو تكرار تلك الفئة مقسوما على المجموع الكلي للتكرارات

- النسب المئوية: النسبة التي تمثلها الفئة في الخاصية المدروسة وهي التكرار النسبي $\times 100$

- تمثيل فئات الخاصية في منحنى بياني (دوائر نسبية، أعمدة بيانية....الخ)

أ- حساب الخصائص الديمغرافية للعينة يدويا :

مثال:

قام الباحث بتوزيع مجموعة من الاستبيانات على عينة قدرها 144 فرد، وكانت كل استبيان تحتوي على التساؤلات التالية:

البيانات الشخصية:

- الجنس : الجنس : ذكر () ، أنثى ()
- المستوى الدراسي : بدون مستوى ()، ابتدائي ()، متوسط ()، ثانوي ()، جامعي ()
- الخبرة المهنية : أقل من 5 سنوات ()، من 05 إلى 15 سنة () ، أكثر من 15 سنة ().

المطلوب: حساب الخصائص الديمografية للعينة

الحل:

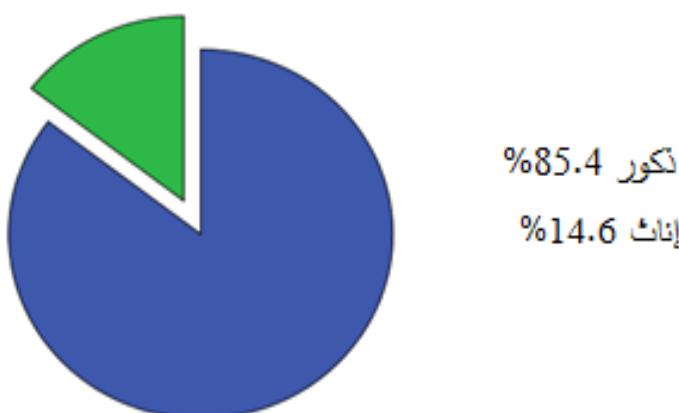
بعد استرجاع الاستبيانات والتحقق من صلاحيتها تم إحصاء ما يلي:

- الجنس: **123** ذكور، **21** أنثى
- المستوى الدراسي : **10** بدون مستوى، **28** ابتدائي، **32** متوسط، **47** ثانوي، **27** جامعي.
- الخبرة المهنية : **39** أقل من 5 سنوات، **81** من 05 إلى 15 سنة، **24** أكثر من 15 سنة.

- توزيع أفراد العينة حسب الجنس:

الجنس	التكارات	التكرار النسبي	النسبة المئوية
ذكور	123	$\frac{\text{تكرار الفئة}}{\text{المجموع الكلي للتكرارات}}$	$= \frac{123}{144} \times 100 = 85.4$
إناث	21	0.146	%14.6
المجموع	144	1	% 100

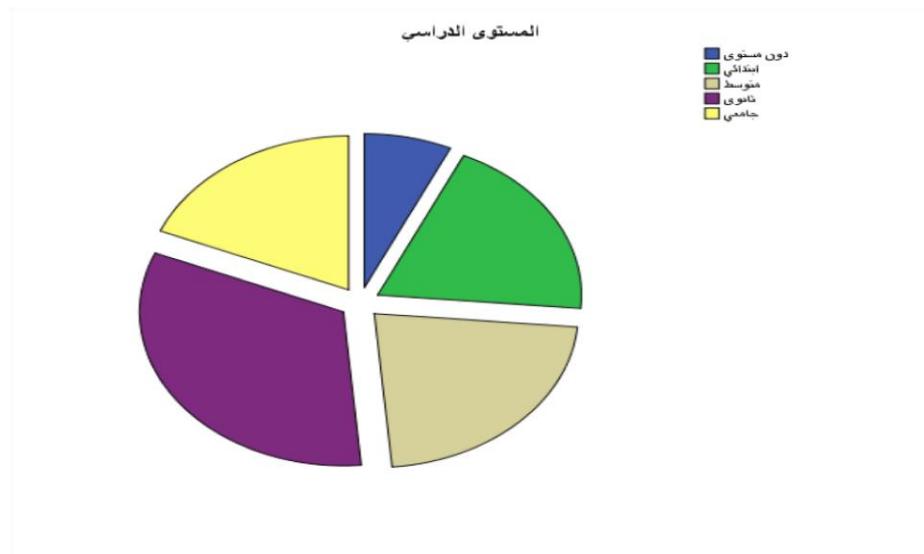
توزيع أفراد العينة حسب الجنس



- توزيع أفراد العينة حسب المستوى الدراسي:

النسبة المئوية $= \frac{\text{التكرار النسبي}}{100} \times 100$	التكرار النسبي $\frac{\text{تكرار الفئة}}{\text{المجموع الكلي للتكرارات}}$	التكرارات	المستوى الدراسي
%6.9	0.069	10	دون مستوى
%19.4	0.194	28	ابتدائي
%22.2	0.222	32	متوسط
%32.6	0.326	47	ثانوي
%18.8	0.188	27	جامعي
% 100	1	144	المجموع

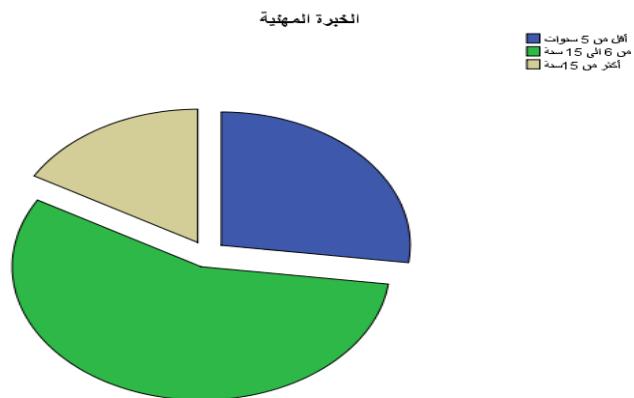
يوضح توزيع أفراد العينة حسب المستوى الدراسي



توزيع أفراد العينة حسب الخبرة المهنية

النسبة المئوية $= \frac{\text{النوع}}{100} \times 100$	التكرار النسبي $\frac{\text{تكرار الفئة}}{\text{المجموع الكلي للتكرارات}}$	النوع	الفئات
%27.1	0.271	39	أقل من 5 سنوات
%56.3	0.563	81	من 6 إلى 15 سنة
%16.7	0.167	24	أكثر من 15 سنة
%100	1	144	المجموع

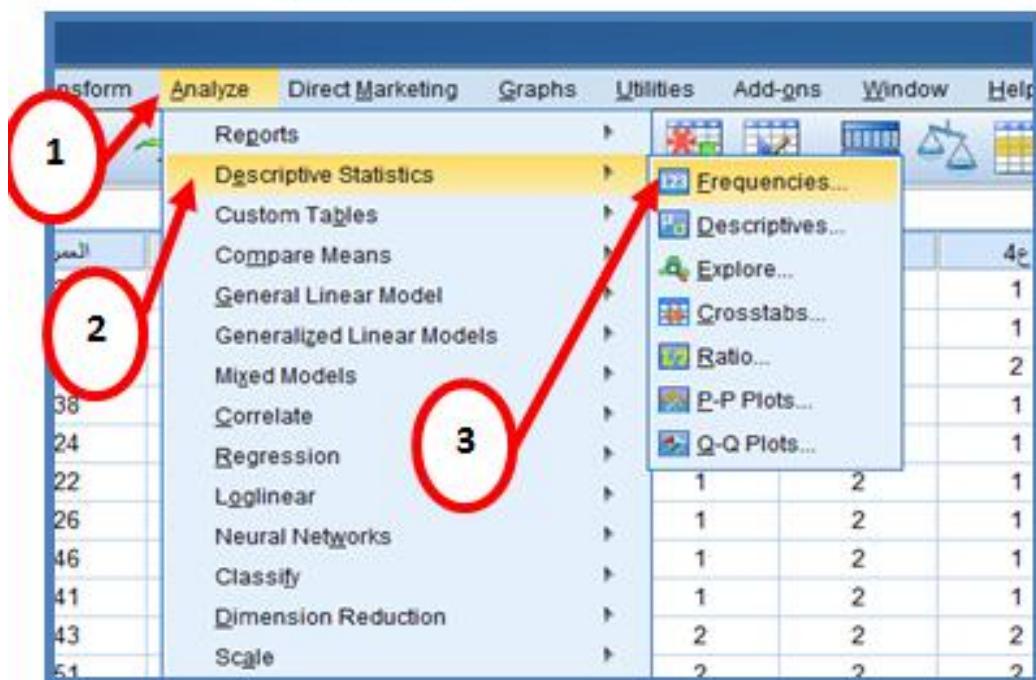
توزيع أفراد العينة حسب الخبرة المهنية



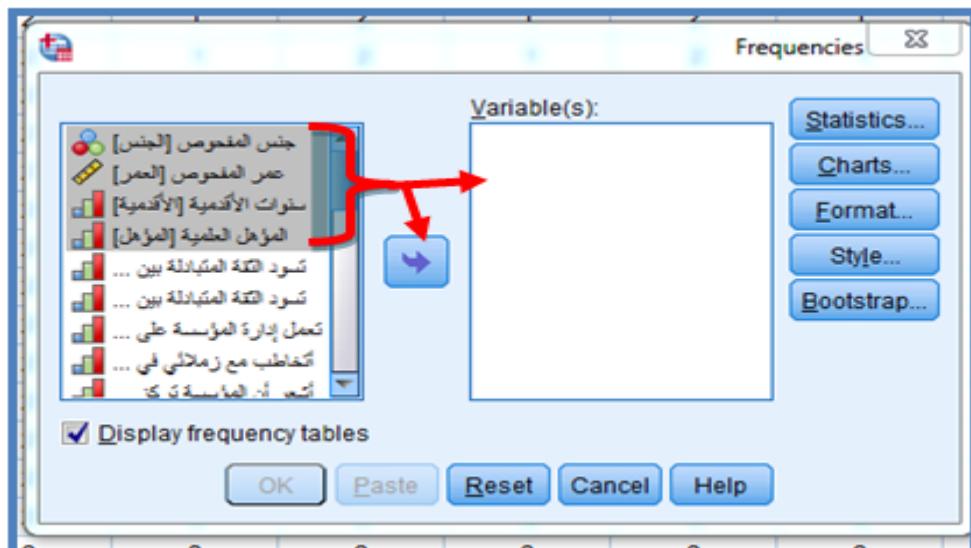
ب- حساب الخصائص الديمografية للعينة باستخدام **Spss**

يجب إتباع الخطوات التالية:

Analyze → Descriptive statistics → Frequencies



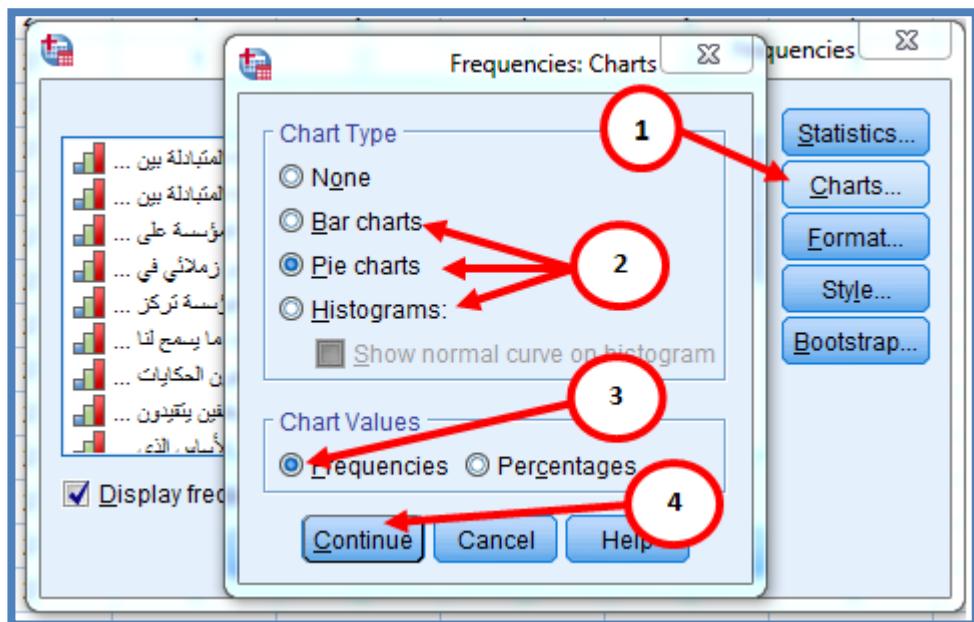
فيظهر المربع الحواري التالي نقوم فيه بتحديد الخصائص المراد دراستها وحساب تكراراتها مثل: الجنس، العمر، الأكاديمية، المؤهل من خلال تحديدها ونقلها إلى خانة **Variable** بواسطة السهم.



ثم نختار Statistics لاختيار الإحصاءات التي أريدها كالمتوسط الحسابي والانحراف المعياري وغيرها



ثم من خلال خانة Charts نختار التمثيل البياني الذي أريده كالأعمدة البيانية أو الدائرة النسبية أو الرسوم البيانية. في حين تترك خانة Frequencies كما هي ثم Ok Continue ثم Frequencies



فتظهر لنا عدة جداول تلخص العينة بالإضافة إلى مجموعة من الرسوم البيانية التي تمثل توزيع أفراد العينة

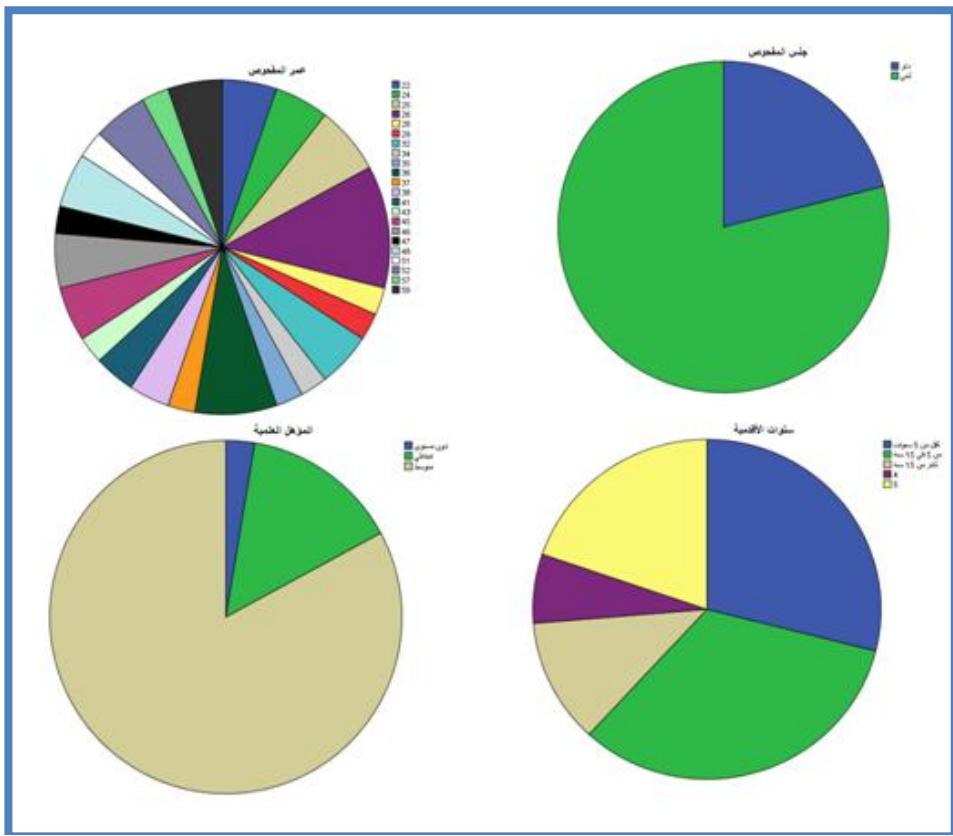
في صفحة Output

جنس المفحومين				
	Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid ذكر	16	21.1	21.1	21.1
أنثى	60	78.9	78.9	100.0
Total	76	100.0	100.0	

النكرارات				
عمر المفحومين				
	Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid 22	4	4.3	4.3	5.3
24	4	5.3	5.3	10.5
25	5	6.6	6.6	17.1

النسبة المئوية				
سنوات الالتحان				
	Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid أقل من 5 سنوات	22	28.9	28.9	28.9
من 5 إلى 15 سنة	25	32.9	32.9	61.8
أكثر من 15 سنة	9	11.8	11.8	73.7
4	5	6.6	6.6	80.3
5	15	19.7	19.7	100.0
Total	76	100.0	100.0	

المواهيل العلمية				
	Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid دون مستوى البكالوريوس	2	2.6	2.6	2.6
البكالوريوس	11	14.5	14.5	17.1
متوسط	63	82.9	82.9	100.0
Total	76	100.0	100.0	



2- إيجاد المتوسط الحسابي والانحراف المعياري:

2-1- المتوسط الحسابي:

يسُمّى في بعض الأحيان الوسط أو المتوسط أو المعدل الحسابي، وهو من أهم مقاييس النزعة المركزية على الإطلاق لما يمتاز به من سهولة في استخراجه من جهة ولخضوعه للعمليات الحسابية من جهة أخرى، لذا ينصح بحسابه مع الانحراف المعياري في بداية أي معالجة إحصائية لأنهما يعطيان نظرة على توزيع قيم أفراد العينة مما يساعد على عملية تحليل النتائج.

ويعرف المتوسط الحسابي على أنه مجموع القيم مقسوم على عددها ويرمز له بالرمز \bar{X}

ويحسب عن طريق المعادلة التالية:

أ- حساب المتوسط الحسابي يدوياً:

مثال تطبيقي:

لدينا استبيان مكون من 8 بنود (فقرات) و 03 بدائل للإجابة (موافق - محابي - غير موافق) هي: دائمًا، أحياناً، نادرًا، تأخذ العلامات 3، 2، 1 على الترتيب، تم توزيعه على 10 أفراد.

المطلوب: حساب المتوسط الحسابي لهؤلاء الأفراد.

مجموع درجات الأفراد	البنود								الأفراد
	8	7	6	5	4	3	2	1	
10	2	1	0	1	1	1	1	3	01
9	1	1	1	1	0	1	2	2	02
7	1	3	0	1	1	0	1	0	03
9	1	1	1	1	2	1	1	1	04
4	1	0	1	0	0	1	1	0	05
7	1	2	0	0	1	1	1	1	06
6	1	0	1	1	0	2	1	0	07
10	1	1	1	1	2	1	1	2	08
7	1	3	0	0	1	1	1	0	09
11	1	3	1	1	1	2	1	1	10
79	المجموع Σ								المتوسط الحسابي \bar{x}

2-2- الانحراف المعياري:

عند استخدام التباين كمقياس من مقاييس التشتت، نجد أنه يعتمد على مجموع مربعات الانحرافات، ومن ثم لا يتمشى هذا المقياس مع وحدات قياس المتغير محل الدراسة، فإذا كان تباين سنوات الخبرة في العينة 8.5 سنة تربيع مثلاً، لأن وحدات القياس المتغير هو عدد السنوات، من أجل ذلك لجأ الإحصائي ن إلى مقياس منطقي يأخذ في الاعتبار الجذر التربيعي للتباين، لكي يناسب وحدات قياس المتغير، وهذا المقياس هو الانحراف المعياري.(عوض، 1999، ص، 63)

إذا الانحراف المعياري، هو الجذر التربيعي الموجب للتباين، ويمكن من خلاله معرفة مدى تشتت القيم عن متوسطها الحسابي، فكلما قل الانحراف المعياري قل التشتت والعكس صحيح ويرمز له بـ S وأن:

$$\text{الانحراف المعياري} = \sqrt{\text{التباين}}$$

$$S^2 = \text{معادلة التباين} = \frac{\sum(x_i - \bar{x})^2}{n-1}$$

$$S = \text{الانحراف المعياري} = \sqrt{\frac{\sum(x_i - \bar{x})^2}{n-1}}$$

حيث x_i : تمثل قيم درجات الأفراد

\bar{x} : تمثل المتوسط الحسابي لدرجات الأفراد

n : عدد أفراد العينة

☒ تفسير نتائج الانحراف المعياري المتحصل عليها

✓ الانحراف المعياري صغير(قليل): فذلك يشير إلى أن القيم في مجموعة البيانات قريبة من بعضها البعض، ويمكن أن نقول مجازا أنه صغير اذا كانت نسبة الانحراف المعياري أقل من 10 % من متوسطها الحسابي وأن التشتت بين هذه القيم قليل ومحبوب.

✓ الانحراف المعياري متوسط: يمكن أن نقول مجازا بأنه متوسط اذا كانت نسبة الانحراف المعياري بين 10% و20% وهي تشير أن التشتت بين هذه القيم معقول.

✓ الانحراف المعياري كبير: يمكن أن نقول مجازا بأنه كبير اذا كانت نسبة الانحراف المعياري أكبر من 20% وهي تشير أن التشتت بين هذه القيم كبير وغير محبوب.

مثال توضيحي: إذا كان متوسط سعر كيس الدقيق المتعارف عليه مثلا 1000 دج فوجدناه بيعا في محل بسعر 1070 دج بزيادة قدرها 70 دج وهي تمثل نسبة 7% من المتوسط الحسابي 1000 دج، تعتبر هذه الزيادة في السعر قليلة ومحبوبة.

- أما إذا وجدناها بسعر 1150 دج أي بزيادة قدرها 150 دج وهي تمثل زيادة بنسبة 15% من المتوسط الحسابي 1000 دج، فتعتبر هذه الزيادة في السعر متوسطة ومحبوبة.

- أما إذا وجدناها بسعر 1250 دج أي بزيادة قدرها 250 دج وهي تمثل زيادة بنسبة 25% من المتوسط الحسابي 1000 دج، فتعتبر هذه الزيادة في السعر كبيرة وغير محبوبة.

$$\text{وتحسب نسبة الزيادة بالطريقة الثلاثية: } 100 \times \frac{\text{انحراف المعياري}}{\text{المتوسط الحسابي}} = \text{النسبة المئوية}$$

أ- حساب الانحراف المعياري يدويا:

مثال تطبيقي:

لدينا استبيان مكون من 8 بنود (فقرات) و3 بسائل للإجابة (موافق - محايدين - غير موافق) هي: دائما، أحيانا، نادرا، تأخذ العلامات 3، 2، 1 على الترتيب، تم توزيعه على 10 أفراد.

المطلوب: حساب المتوسط الحسابي لهؤلاء الأفراد. قمنا بحساب المتوسط الحسابي (في المثال السابق) وكان يساوي 7.9.

المطلوب: حساب الانحراف المعياري لهؤلاء الأفراد عن متوسطهم الحسابي.

$(x_i - \bar{x})^2$	$x_i - \bar{x}$	مجموع درجات الأفراد xi	البنود								الأفراد
			8	7	6	5	4	3	2	1	
4.41	2.1	10	2	1	0	1	1	1	1	3	01
1.21	1.1	9	1	1	1	1	0	1	2	2	02
0.81	0.9-	7	1	3	0	1	1	0	1	0	03
1.21	1.1	9	1	1	1	1	2	1	1	1	04
13.69	3.7-	4	1	0	1	0	0	1	1	0	05
0.81	0.9-	7	1	2	0	0	1	1	1	1	06
3.61	1.9-	6	1	0	1	1	0	2	1	0	07
4.41	2.1	10	1	1	1	1	2	1	1	2	08
0.81	0.9-	7	1	3	0	0	1	1	1	0	09
9.61	3.1	11	1	3	1	1	1	2	1	1	10
40.58		79	المجموع Σ								
			$\bar{x} = \frac{\sum xi}{n} = \frac{\text{مجموع القيم}}{\text{عدد القيم}} = \frac{79}{10} = 7.9$								المتوسط الحسابي $\bar{x}_\text{حسابي}$

- أولاً نطبق المعطيات لحساب التباين :

$$S^2 = \frac{\sum(x_i - \bar{x})^2}{n-1} = \frac{4.58}{10-1} = 0.50 \quad \text{معادلة التباين}$$

$$S = \sqrt{S^2} = \sqrt{0.50} = 0.70 \quad \text{الانحراف المعياري}$$

إذا تحرف قيم الأفراد عن متوسطها الحسابي بقيمة 0.70

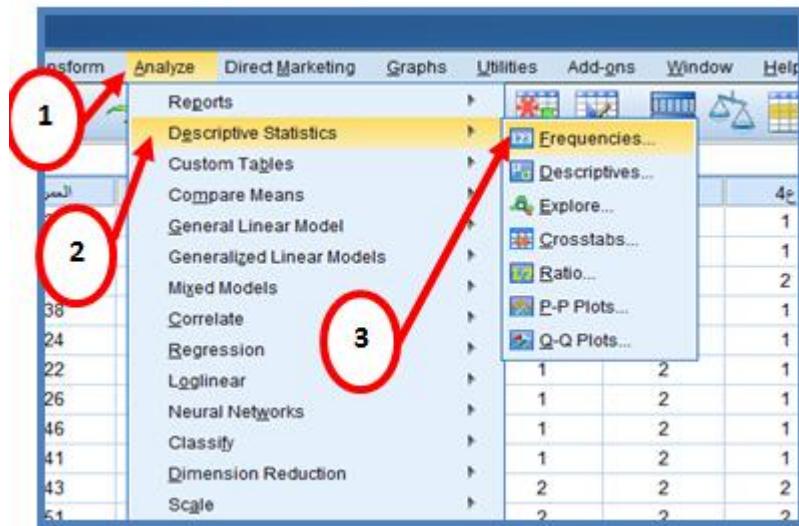
$$\text{حساب نسبة الانحراف : } \frac{0.70}{7.9} \times 100 = 8.86 \% \quad \text{النسبة المئوية}$$

إذا نستنتج أن الانحراف القيمي عن وسطها الحسابي كانت قليلة ومعقولة لأنها أقل من 10 %

ب- حساب المتوسط الحسابي والانحراف المعياري باستخدام **Spss**

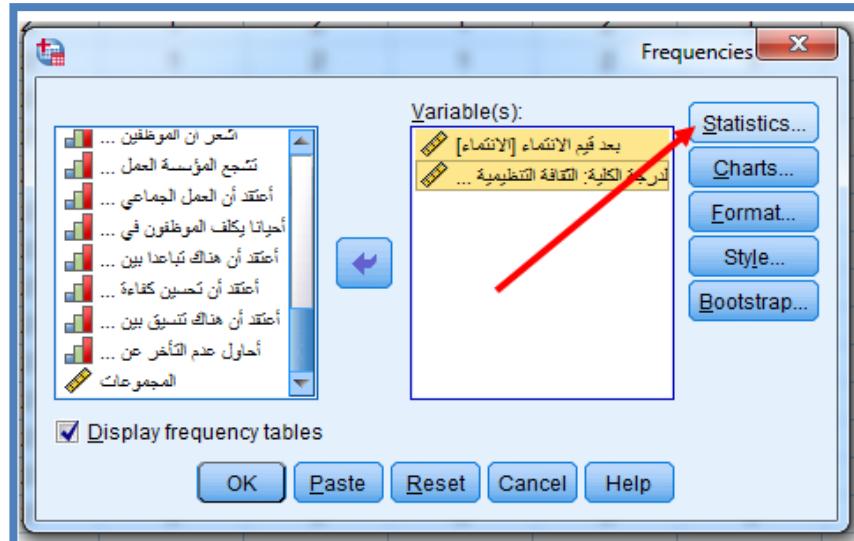
يجب إتباع الخطوات التالية:

Analyze → Descriptive statistics → Frequencies



فيظهر المربع الحواري التالي نقوم فيه بتحديد المتغيرات المراد دراستها وحساب متوسطها الحسابي وانحرافها المعياري، من خلال تحديدها ونقلها إلى خانة **Variable** بواسطة السهم ونأخذ كمثال:

الدرجة الكلية لمتغير الثقافة التنظيمية وبعد الانتماء



ثم نختار Statistics لاختيار الإحصاءات التي أريدها كالمتوسط الحسابي والانحراف المعياري



ثم Continue ثم Ok . فتظهر لنا عدة جداول توضح المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية لمتغير التفافة التنظيمية والانتفاء التنظيمي في صفحة Output.

Statistics		الدرجة الكلية: التفافة التنظيمية
N	76	76
Valid	76	58.18
Missing	0	0
Mean	19.47	58.18
Std. Deviation	4.635	13.663

Frequency Table

		بعد قيم الائتماء			
		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	8	2	2.6	2.6	2.6
	12	7	9.2	9.2	11.8
	16	23	30.3	30.3	42.1
	20	11	14.5	14.5	56.6
	24	33	43.4	43.4	100.0
	Total	76	100.0	100.0	

الدرجة الكلية: التفافة التنظيمية

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	24	1	1.3	1.3	1.3
	25	1	1.3	1.3	2.6
	35	1	1.3	1.3	3.9

الجدول الأول: يحتوي على المتوسط الحسابي والانحراف المعياري للمتغيرين
الجدول الثاني: يحتوي على بيانات وصفية كالتكرارات والنسبة المئوية لمتغير الانتفاء
الجدول الثالث: يحتوي على بيانات وصفية كالنكرارات والنسبة المئوية لمتغير التفافة التنظيمية

المرحلة السادسة: المعالجة الإحصائية لفرضيات الدراسة

لكي نقوم بمعالجة أي فرضية كانت أن يجب اختار الأسلوب الإحصائي مناسب لها، ولكي اختيار الأسلوب الإحصائي المناسب لها يجب أن نتبع خطوات منهجية، يتم من خلال هذه الخطوات تحديد الأسلوب الإحصائي المناسب.

1 - خطوات المعالجة الإحصائية

تتعدد وترتتب وفق ترتيب تسلسلي المراحل التي يتم من خلالها إجراء تحليل إحصائي للبيانات، ويتوارد على الباحث أن يتبع كافة المراحل بشكل تسلسلي وتتابعي، وتكون خطوات ومراحل إجراء تحليل إحصائي للبيانات من خلال إجراء وإتمام خطوات المعالجة المبتدئة والتمهيدية.

يتم إجراء تحليل إحصائي للبيانات من خلال إعداد التحليل الوصفي لمجموعة البيانات من خلالها حساب مجموعة من المقاييس الإحصائية المتعددة والمختلفة.

الخطوة 01: تحديد الهدف من الدراسة

أول سؤال يطرح هو الهدف طبيعة الدراسة هل الدراسة ارتباطية أو فرقية ، لأن كل دراسة لديها الأسلوب الإحصائي الخاص بها.

- دراسة ارتباطية (علاقة، اثر، سبب، تنبؤية.....)
- دراسة فرقية (فروق، اختلاف، تشابه.....)
- دراسة المستوى (مستوى.....)

الخطوة 02: تحديد مستوى القياس

تحديد مستوى القياس هل هو اسمي أو رتبوي أو فئوي أو نسي ، في الدراسات الفارقية ننظر دائماً إلى المتغير التابع أما في الدراسات الارتباطية فننظر للمتغيرين.

✓ مستويات القياس:

يمكن التعبير عن البيانات التي جمعها بالقياس أو الملاحظة بأحد المستويات التالية، ويتوقف ذلك على طبيعة المتغير ، فبعض المتغيرات لا يمكن أن تأخذ إلا قيمتين، وهي وبالتالي تصنف في مجموعتين وتقع في المستوى الاسمي . بعض المتغيرات يمكنها اخذ أكثر من قيمة، ويعبر عنها بأرقام فتقع في المستوى الرتبوي أو النسبي أكثر مستويات قياس دقة، كطول القامة الذي يعبر عنه كمياً أو بترتيب أفراد المجموعة حسب الطول، ومستويات القياس من الأبسط إلى الأكثر دقة كالتالي:

☒ المستوى الاسمي (تصنيفي)(نوعي)

يعبر فيه عن المتغير بصفات فهو وبالتالي نوعي ويساعد على التمييز فقط كالجنس ولون العينين، في هذا المستوى يمكن أن تعطى للصفات أرقام، غير أن هذه الأرقام لا تسمح بإجراء عمليات حسابية أي تستخدم فيه الأعداد لتصنيف الأشياء فقط.

مثال: 1 ذكر = 2 أنثى - أرقام الشوارع - أرقام السيارات - أرقام الولايات

☒ المستوى الرباعي (التربي)

يعبر فيه عن المتغير برتب تصاعدياً أو تنازلياً ، في هذا المستوى تؤدي الأرقام وظيفة التمييز لكنها أكثر دقة منها في المستوى الاسمي، فهي تعطي فكرة عن موقع الفرد بالنسبة إلى بقية الأفراد، أي أن الرقم دوره ترتيب الأشياء فقط.

مثال: ترتيب معدلات التلاميذ تصاعدياً أو تنازلياً

☒ المستوى الفنوي (المسافات المتساوية) (الكمي)

يعبر فيه عن المتغير بقيم عددية وأن المسافات بين هذه القيم متساوية وأغلب المتغيرات تقيس عند هذا المستوى كما أن الصفر فيه غير حقيقي بل هو افتراضي، أي أنه لا يعبر عن غياب الظاهرة

مثال 1: طالب متحصل على صفر في الإحصاء لا يعني أن هذا الطالب ليس له معلومات في وحدة الإحصاء.

مثال 2: درجة الحرارة صفر لا تعني انعدام الحرارة وإنما اصطلاحاً تم تسمية هذه بالدرجة 0

☒ المستوى النسبي

وهو أدق مستويات القياس وينطلق هذا المستوى من الصفر الحقيقي الذي يشير إلى الغياب الفعلي للظاهرة المدرستة وفيه الصفر حقيقي ويستعمل جميع العمليات الحسابية مع المستوى الذي سبقه ويمكن أن يستخدم النسبة أيضاً.

مثال: انعدام مادة النيكوتين في دم الرياضي أي لا يوجد حقيقة (0 حقيقي)، وانعدام الطول أو العمليات الحسابية الصفر فيها حقيقي. (بحفص، 2011، ص، 17)

الخطوة 03: تحديد نوع الإحصاء

هل الإحصاء هو إحصاء برامتي (المعلمي) أو إحصاء لابرامتي (اللامعلمي)، ويتم تحديد نوع الإحصاء من خلال مستوى القياس الذي تم تحديده، وكل إحصاء أساليب إحصائية خاصة به، ونسعى دائماً إلى استخدام الإحصاء البرامتي (المعلمي) لأنه الأدق، ونضطر إلى استخدام الإحصاء اللابرامتي (اللامعلمي) والذي يعتبر بديلاً له في حالة عدم تتحقق شروط الإحصاء البرامتي (المعلمي)

- فإذا كان مستوى القياس اسمي أو رتبى فإن الإحصاء يكون لابرامتى(اللامعنى)
 - أما إذا كان مستوى القياس الفئوى أو النسبى فإن الإحصاء يكون برامتى(المعنوى)
- في الإحصاء البرامتى تكون البيانات واضحة المعالم والشكل اعتدالى أي أن التوزيع الطبيعي، الابرامتى لا يعتمد على التوزيع الطبيعي.

الخطوة 04: تحديد عدد المجموعات

كم مجموعة يتكون منها المتغير
مثال:(ذكر، أنثى) 02 مجموعتين

(أساند، إداريين، عمال) 03 مجموعات

الخطوة 05: تحديد طبيعة المجموعات

هل المجموعات المكونة للمتغير متربطة أو مستقلة وهل هي ذات تقسيم حقيقي أو ذات تقسيم غير حقيقي
مثال:

✓ **مجموعات متربطة:** تكون نفس العينة ونقوم بقياس قبلى ثم قياس بعدي بعد تطبيق برنامج معين،
أى أنها نفس المجموعة وكل فرد درجتين من القياس. كمجموعة الذكور ومجموعة الإناث.

✓ **مجموعات مستقلة:** في هذه الحالة لا علاقة للمجموعتين ببعضهما البعض، وكل منها مستقلة عن الأخرى، أي أنه لا توجد إلا درجة واحدة من القياس لكل فرد في المجموعة. كمجموعة الذكور ومجموعة الإناث

✓ **ال التقسيم حقيقي:** هو التقسيم الطبيعي الذي لا يتحكم فيه الباحث مثل الجنس(ذكر،أنثى) ، التدخين (يدخن ، لا يدخن)، لا يمكن التحكم في هذا التقسيم من طرف الباحث حتى ولو أراد ذلك أي لا يوجد احتمال آخر لهذا التقسيم.

✓ **التقسيم غير حقيقي:** هو التقسيم الذي يتحكم فيه الباحث ومن اختياره لتحقيق أهداف الدراسة .مثل المستوى التعليمي ممكن أن يدرس (جامعي، غير جامعي) أو (ابتدائي ،متوسط ثانوي)،إلخ يتحكم فيها ويختار ما يريد دراسته لتحقيق أهداف بحثه.

2- التحقق من شروط الإحصاء البرامتى

الإحصاء البرامتى هو الإحصاء الأكثر دقة، لذا نسعى دائماً لاستخدامه في المعالجة الإحصائية للفرضيات، ولكي نستخدمه يجب أن تتحقق مجموعة من الشروط وإن اخلل أحد هذه الشروط فلا يمكن تطبيقه ونستخدم الإحصاء البديل وهو الإحصاء الابرامتى

- **شروط الإحصاء البرامتى:**

التي إن لم تتحقق ترجع إلى الإحصاء الابرامي

أ- البيانات كمية: يعبر عنها بأرقام وليس أعداد أي المتغيرات كلها كمية

ب- العشوائية: أي أن اختيار العينة يكون بالطريقة العشوائية لكي يمكن تعليم النتائج وهي أحسن طريقة لتمثيل العينة

ت- التوزيع الطبيعي: أي البيانات تتبع التوزيع الطبيعي وواضحة المعالم وشكلها اعتدالي على شكل ناقوس (قوس)

ث- تجانس أفراد العينة: التفاضل في الخصائص والسمات.

✓ بعد التأكيد أن بيانات المتغيرات كمية وأن العينة عينة عشوائية وأن أفراد العينة متجانسون، يبقى أن نتأكد بأن البيانات تتبع التوزيع الطبيعي.

• اختبار التوزيع الطبيعي للبيانات:

هناك اختبارات للتوزيع الطبيعي منها : اختبار كولموجروف سميرنوف- اختبار شابир ويلك- اختبار اللتواء والتقطح..... يستخدم أشهرهم وهو اختبار كولموجروف سميرنوف ويتم استخدامه في حالة عينة واحدة كما يلي:

النكرار الملاحظ المجتمع الصاعد النسبي - النكرار المتوقع المجتمع الصاعد النسبي

ثم نقوم باختيار القيمة المطلقة الأكبر لهذا الفرق ومقارتها بالقيمة الحرجية لجدول الدلالة الإحصائية

لكولموجروف سميرنوف، فإذا كانت المحسوبة أقل تماماً من القيمة الجدولية فإننا نقبل الفرض الصافي

ونرفض البديل ونستنتج أن بيانات العينة تتبع التوزيع الطبيعي ويمكن استخدام الإحصاء البرامي. والعكس

صحيح .إذا كانت المحسوبة أكبر تماماً من القيمة الجدولية فإننا نرفض الفرض الصافي ونقبل البديل

ونستنتج أن بيانات العينة لا تتبع التوزيع الطبيعي ولا يمكن استخدام الإحصاء البرامي ونستخدم الإحصاء

البديل وهو الإحصاء الابرامي.

أ- التأكيد بأن البيانات تتبع التوزيع الطبيعي يدويا:

مثال تطبيقي:

لدينا بيانات التالية ونريد التأكيد هل تتبع التوزيع الطبيعي أو لا عند مستوى الدلالة 0.05 بتطبيق اختبار

لكولموجروف سميرنوف ونستخدم التكرارات.

الفرق بيهـما	التكرار المتوقع المتجمع الصاعد النـسـبـي	التكرار المتوقع المتجمع الصـاعـد	التكرار المتوقع المتجمع الصـاعـد	التكرار المتوـقـع	التكرار الملـاحـظ المتجمع الصـاعـد النـسـبـي	التكرار الملـاحـظ المتجمع الصـاعـد	التكرار الملـاحـظ	القيمة
0.09 (0.2-0.29)	0.2 (مـعـ مـلـوـعـةـ الـكـارـ الـعـالـيـةـ الـسـاعـ الـعـلـيـةـ)	3.4 (مـعـ مـلـوـعـةـ الـكـارـ الـعـالـيـةـ الـسـاعـ الـعـلـيـةـ)	3.4 (مـعـ مـلـوـعـةـ الـكـارـ الـعـالـيـةـ الـسـاعـ الـعـلـيـةـ)	0.29 (17/5)	5 (5)	5 (5)	5 (5)	6
0.24	0.4	6.8	3.4	0.64 (17/11)	11 (11)	6 (6+5)	3	
0.1	0.6	10.2	3.4	0.70 (17/12)	12 (12)	1 (1+11)	5	
0.08	0.8	13.6	3.4	0.88 (17/15)	15 (15)	3 (3+12)	2	
00	1	17	3.4	1 (17/17)	17 (17)	2 (2+15)	7	
						17 (17)	المجموع	

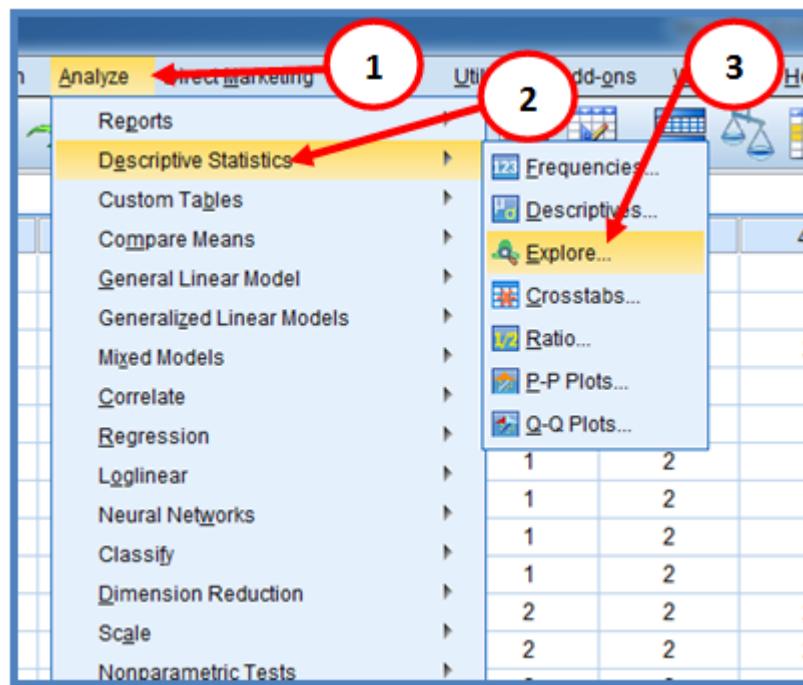
نأخذ أكبر قيمة مطلقة (أي نتخلص من الإشارة السالبة) من الفرق بين التكرار الملاحظ المتجمع الصاعد والتكرار المتوقع المتجمع الصاعد النـسـبـي وهي **0.24** (القيمة المحسوبة) نستخرج القيمة الحرجة (الجدولية) لاختبار كولموغروف سميرنوف عند مستوى الدلالة 0.05 وحجم العينة > 17 (التكرارات). نجدها تساوي **0.318**. نلاحظ القيمة المحسوبة أقل تماماً من القيمة الجدولية ($0.24 < 0.318$)، فإننا نقبل الفرض الصافي ونرفض البديل ونستنتج أن بيانات العينة تتبع التوزيع الطبيعي، وبالتالي يمكننا استخدام الإحصاء البرامتي.

ويمكن تمثيلها بيانياً بهذا الشكل

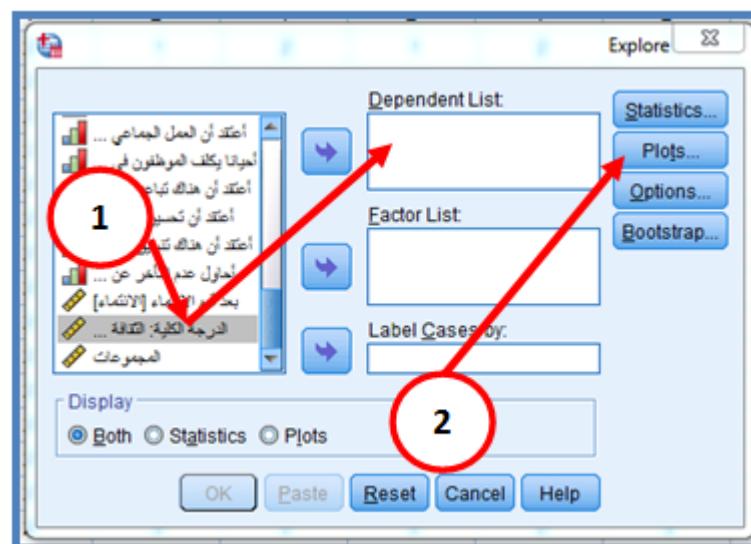


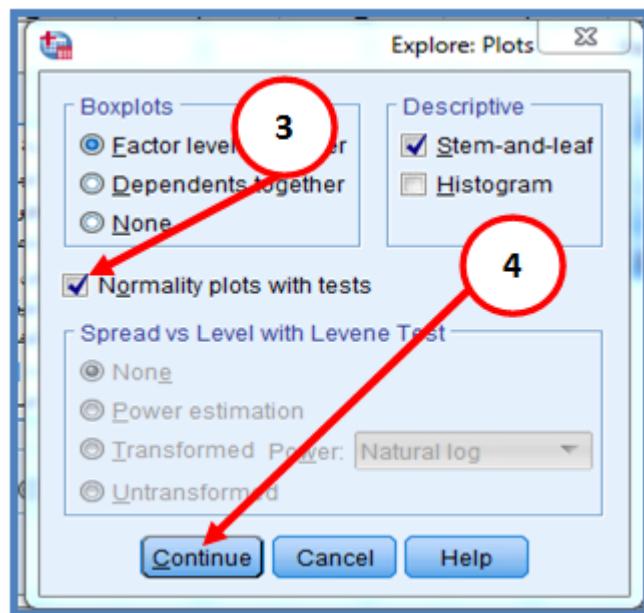
ب- التأكد بأن البيانات تتبع التوزيع الطبيعي باستخدام Spss :

للتأكد من التوزيع الطبيعي باستخدام اختبار كولموغروف - سميرنوف. يجب أن نتبع الخطوات التالية
Analyze → Descriptive statistics → Explore



فيظهر المربع الحواري التالي نقوم فيه بتحديد المتغير المراد دراسته والتأكد من التوزيع الطبيعي لبياناته ول يكن متغير الثقافة التنظيمية مثلا إلى خانة **Dependent List**، ثم اختيار أمر **Plots** فيظهر مربع حواري آخر نؤشر فيه على **Normality plots with test** ثم **Continue** ثم **Ok**





فقط لنا عدة جداول توضح المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية لمتغير الثقافة التنظيمية والانتماء . **Output** في صفحة التنظيمي

Case Processing Summary						
	Cases					
	Valid		Missing		Total	
	N	Percent	N	Percent	N	Percent
الدرجة الكلية: الثقافة التنظيمية	76	100.0%	0	0.0%	76	100.0%

Descriptives				Statistic	Std. Error
الدرجة الكلية: الثقافة التنظيمية	Mean			58.18	1.567
	95% Confidence Interval for Mean	Lower Bound	Upper Bound	55.06	61.31

Tests of Normality						
	Kolmogorov-Smirnov ^a			Shapiro-Wilk		
	Statistic	df	Sig.	Statistic	df	Sig.
الدرجة الكلية: الثقافة التنظيمية	.241	76	.000	.850	76	.000

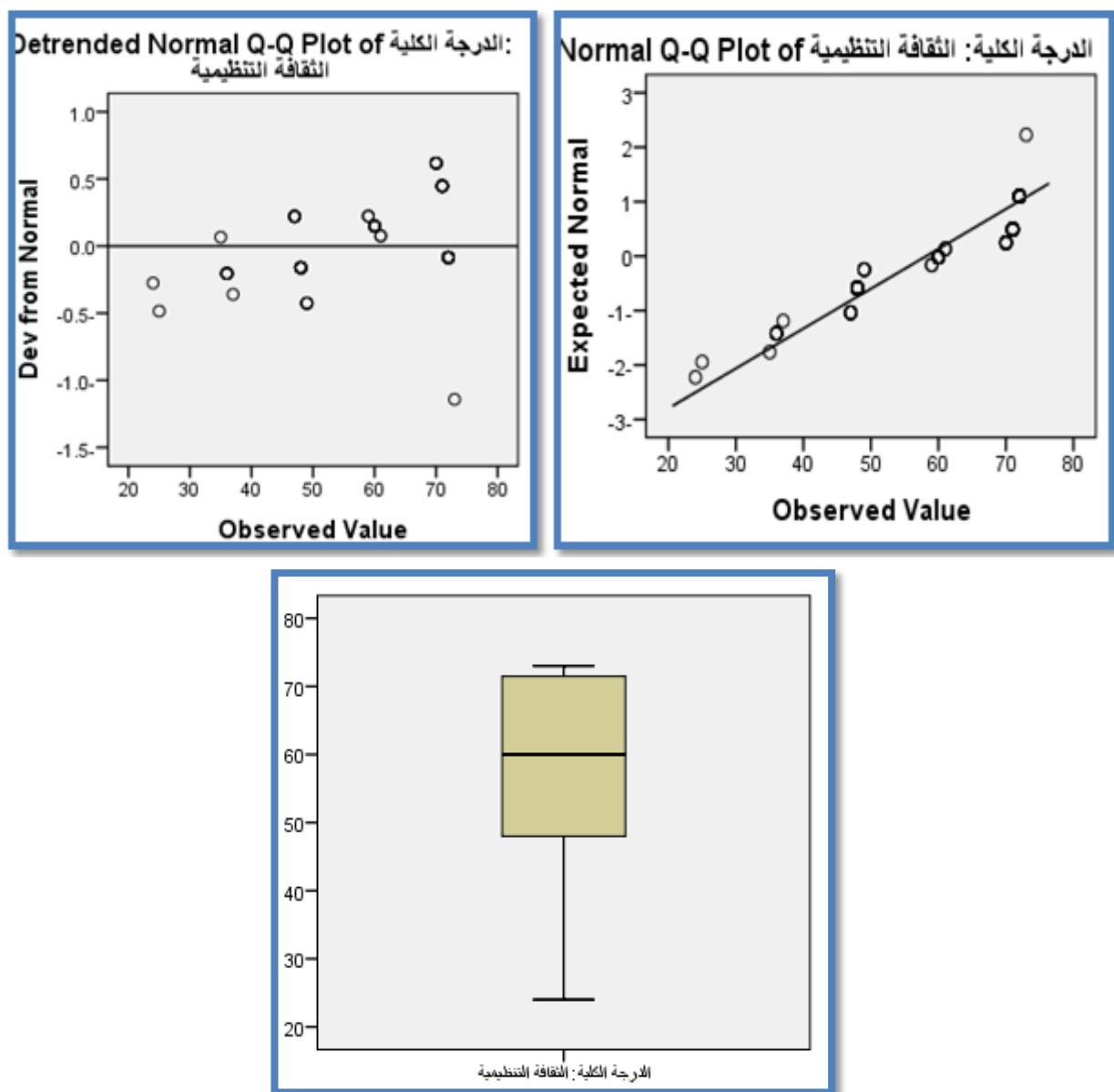
a. Lilliefors Significance Correction

الجدول الأول والثاني: يعطيان بعض المعلومات والخصائص الوصفية كال المتوسط الحسابي وغيرها
الجدول الثالث: وهو المهم والذي يعطي اختبار كولموجروف - سميرنوف وقيمة هنا 0.241 وبدرجة حرية 76 ومستوى دلالة الإحصائية مقدرة بـ 0.00

- ونلاحظ أن مستوى الدلالة هنا $0.00 < 0.05$ وفي هذه الحالة نرفض الفرض الصافي ونقبل البديل التي تقول بأن البيانات لا تتبع التوزيع الطبيعي.

- ونلاحظ أيضاً أن البرنامج أعطى لنا قيمة **Shapiro-Wilk** (الذي نستخدمه إذا كانت العينة أقل من (30

- ونلاحظ أيضاً أن البرنامج أعطى لنا مجموعة من الرسوم البيانية أهمها : التوزيع الطبيعي للباقي والذي تكون فيه النقاط بمحاذاة الخط في حالة التوزيع الطبيعي. والعكس صحيح كما في حالتا.



بعد التأكد بأن البيانات تتبع التوزيع الطبيعي يمكن معالجة الفرضيات إحصائياً باستخدام الإحصاء البرامطي (المعلمي)

3- معالجة الفرضيات:

3-1- كيفية المعالجة الإحصائية للفرضيات العلائقية و اختيار الأسلوب الإحصائي المناسب

الحالة الأولى:

علاقة ارتباطية + متغير مستقل كمي + متغير تابع كمي

(علاقة ارتباطية بين متغيرين كميين وجميع شروط الإحصاء البرامتي محققة)

في هذه الحالة نستخدم معامل الارتباط بيرسون

1- معامل الارتباط بيرسون (٢):

كثيراً ما يحتاج الطلبة والباحثون والإحصائيين في الحياة الدراسية العملية لدراسة العلاقة ارتباطية بين ظاهرتين أو بين متغيرين لمعرفة درجة ونوع الارتباط بينهما، فقد يريد الباحث معرفه إذا كانت هناك علاقة بين متغيرين مثل: العلاقة بين الذكاء وقوة الانتباه، أو بين درجة التحصيل ودرجة التركيز وقد يسعى باحث آخر إلى دراسة العلاقة بين أكثر من متغيرين في وقت واحد. مثل: دراسة العلاقة بين الذكاء وقوة الانتباه، وهذا ما يتطلب استعمال معامل الارتباط بيرسون البسيط لدراسة العلاقة بين متغيرين كميين أو معامل الارتباط بيرسون المتعدد لدراسة العلاقة بين أكثر من متغيرين كميين. إذا هناك نوعين من الارتباط البسيط والمتعدد.

2- الارتباط بيرسون البسيط:

مثال عن فرضية الارتباط بيرسون البسيط: لدراسة العلاقة بين متغيرين كميين

$$\text{توجد علاقة ارتباطية بين الذكاء وقوة الانتباه لدى طلبة كلية العلوم} \\ \downarrow \quad \downarrow \quad \downarrow \\ \text{علاقة} + \text{كمي 1} + \text{كمي 2} = \text{معامل الارتباط بيرسون}$$

3- أنواع العلاقة بين المتغيرات:

أ- اتجاه العلاقة:

هناك علاقة موجبة وهناك علاقة سالبة، فإذا تحصلنا على قيمة موجبة لمعامل الارتباط دل ذلك على وجود علاقة طردية، أي أن الزيادة في المتغير X تكون متبوعة بالزيادة في المتغير Y والعكس صحيح

ب- قوة العلاقة:

في أغلب معاملات الارتباط تتحصر قيمة هذا المعامل (-1) و (+1)، فإذا قيمة معامل الارتباط تساوي (+1) فمعنى ذلك أن الارتباط بين المتغيرين طردي تمام، وهو أقوى أنواع الارتباط الطردي بين المتغيرين، وإذا كانت قيمة معامل الارتباط تساوي (-1) فمعنى ذلك أن الارتباط بين المتغيرين عكسي تمام، وهو أقوى أنواع الارتباط العكسي ، ويمكن أن تكون القيمة صفرية؛ وذلك يؤدي إلى أنه لا يوجد علاقة من الأساس. (فلاح وغريبية، 2010، ص، 128)

لتفسير النتيجة ٢: لتفسير قيمة r المتحصل عليها نعتمد على هذا التدرج



يرمز لهذا المعامل بحرف (r) وهو أحد المؤشرات الإحصائية البرامترية لدراسة قوة واتجاه العلاقة بين متغيرين كميين (X, Y) أحدهما مستقل والآخرتابع.

وأسهل طريقة والأكثر استخداما هي طريقة الدرجات الخام وهي كالتالي:

$$r = \frac{n\sum xy - (\sum x)(\sum y)}{\sqrt{[n\sum x^2 - (\sum x)^2] \times [n\sum y^2 - (\sum y)^2]}}$$

حيث أن:

X : درجات المتغير المستقل

Y : درجات المتغير التابع

$\sum X^2$: مجموع مربعات درجات المتغير المستقل

$\sum Y^2$: مجموع مربعات درجات المتغير التابع

$(\sum X)^2$: مربع مجموع درجات المتغير المستقل

$(\sum Y)^2$: مربع مجموع درجات المتغير التابع

n : عدد أفراد العينة

4- حساب معامل بيرسون البسيط يدويا:

مثال تطبيقي:

لدراسة العلاقة الارتباطية بين الذكاء وقوة الانتباه قمنا بتوزيع وتصحيح الاستبيانين على عينة مكونة من

10 أفراد فكانت النتائج كالتالي:

المطلوب: حساب معامل الارتباط بين هاذين المتغيرين وتفسير النتيجة المتحصل عليها

الحل:

نقوم بتفريغ نتائج الاستبيانين في الجدول التالي حيث يمثل X قيم متغير الذكاء و Y

قيم متغير قوة الانتباه

Y ²	X ²	X y	Y قوة الانتباه	X الذكاء	الأفراد
4	9	6	2	3	01
9	9	9	3	3	02
4	4	4	2	2	03
9	16	12	3	4	04
4	4	4	2	2	05
9	9	9	3	3	06
4	9	6	2	3	07
9	16	12	3	4	08
4	4	4	2	2	09
16	16	16	4	4	10
72	96	82	26	30	Σ

* نقوم بحساب معامل الارتباط بيرسون بين المتغيرين من خلال تعويض القيم في معادلة الارتباط التالية:

$$r = \frac{n\sum xy - (\sum x)(\sum y)}{\sqrt{[n\sum x^2 - (\sum x)^2] \times [n\sum y^2 - (\sum y)^2]}}$$

$$r = \frac{10 \times 82 - 30 \times 26}{\sqrt{[10 \times 96 - (30)^2] \times [10 \times 72 - (26)^2]}}$$

$$r = 0.78$$

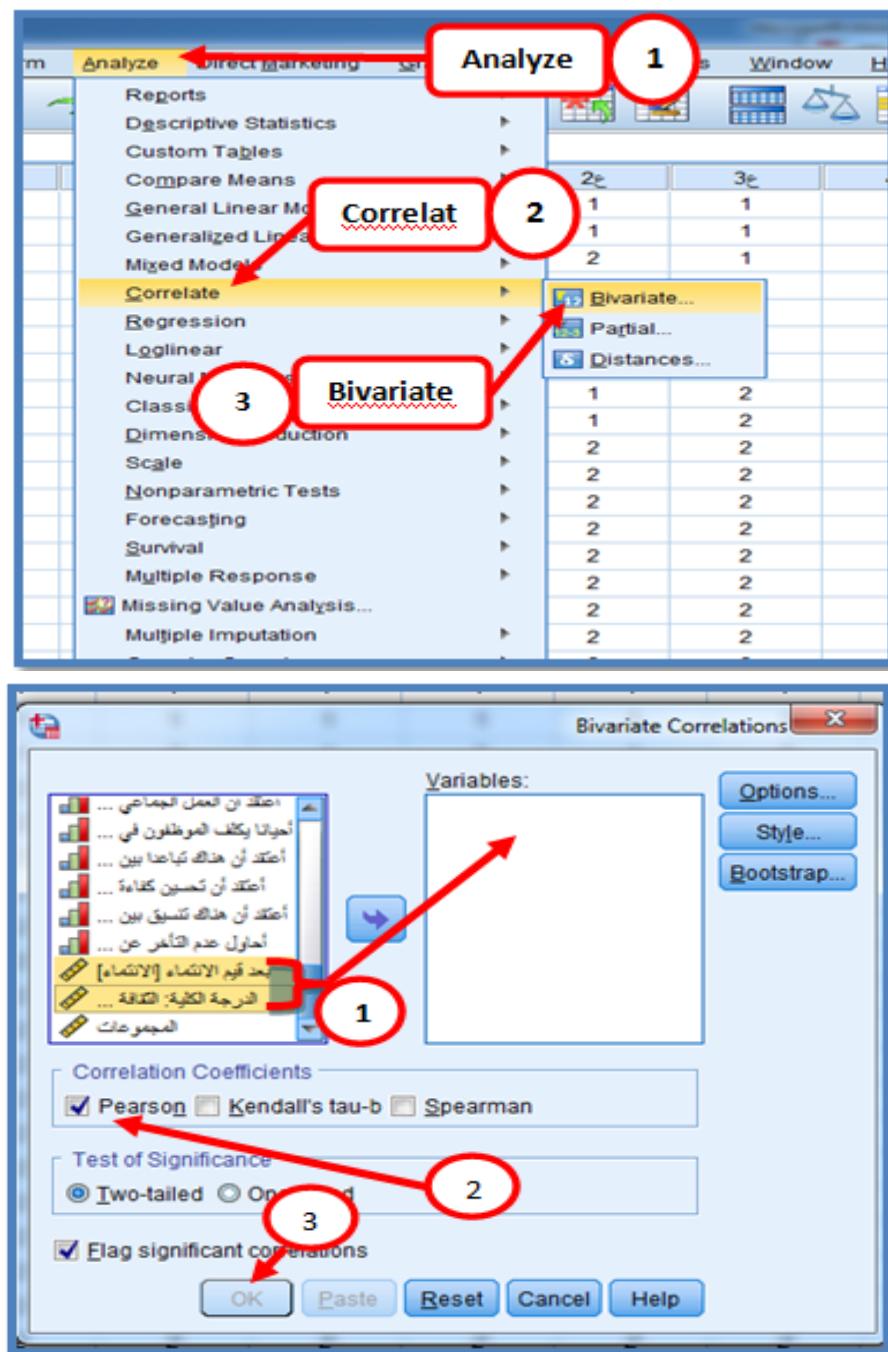
تفسير النتيجة: من خلال قيمة r نستنتج أنه يوجد ارتباط طردي قوي (بناءً على التدرج السابق)

5- حساب معامل بيرسون البسيط باستخدام Spss

لحساب معامل الارتباط بيرسون نتبع الخطوات التالية:

Analyze → Correlate → Bivariate

فيظهر مربع حواري نقوم فيه بنقل المتغيرين (بعد الانتماء، الثقافة التنظيمية) المراد حساب ارتباطها إلى خانة Person ثم نختار Variable .Ok



.Output فتظهر لنا جدول يوضح قيمة معامل الارتباط وقيمة مستوى الدلالة الإحصائية في صفحة

Correlations		
	بعد قم الانتماء	الدرجة الكلية: الثقافة التطبيعية
بعد قم الانتماء	Pearson Correlation Sig. (2-tailed) N	1 .999** .000 76
الدرجة الكلية: الثقافة التطبيعية	Pearson Correlation Sig. (2-tailed) N	.999** .000 1 76

**. Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

فظهور مجموعة من القيم أهمها:

$0.00 = \text{Sig}$ الدالة الإحصائية لمعامل الارتباط وهي أقل من 0.05 إذا هذا الارتباط دال إحصائيا

$0.99 = R$ قيمة معامل الارتباط وهو ارتباط طردي قوي جدا وشبه تام

إذا كان هناك ارتباط ذو إحصائية (من خلال قيمة Sig)، أبحث عن اتجاه وقوة هذا الارتباط

إذا كانت $\text{Sig} \geq 0.05$ فهذا يدل على أن الارتباط دال إحصائيا

إذا كانت $\text{Sig} < 0.05$ فهذا يدل على أن الارتباط غير دال إحصائيا

الحالة الثانية:

علاقة ارتباطية + متغير مستقل 1 كمي+متغير مستقل 2 كمي + متغيرتابع كمي

(علاقة ارتباطية بين أكثر من متغيرين كميين وجميع شروط الإحصاء البرامجي محققة)

في هذه الحالة نستخدم معامل الارتباط بيرسون المتعدد

1 - الارتباط بيرسون المتعدد:

وهو نفسه البسيط إلا أنه يستخدم لدراسة العلاقة بين أكثر من متغيرين كميين

مثال عن فرضية الارتباط المتعدد:

توجد علاقة ارتباطية بين الذكاء وقوه الانبهه و التحصيل الدراسي لدى طلبة كلية العلوم

↓ ↓ ↓ ↓

علاقة + كمي 1 + كمي 2 + كمي 3 = معامل الارتباط المتعدد

2 - حساب معامل بيرسون المتعدد يدويا:

هو معامل يقيس العلاقة الارتباطية بين أكثر من متغيرين كميين وله نفس شروط معامل الارتباط

البسيط (شروط الإحصاء البرامجي).

يتم حسابه من خلال قانون الارتباط المتعدد التالي:

$$r_{1.2.3} = \sqrt{\frac{(r_{1.2})^2 + (r_{1.3})^2 - 2 \times r_{1.2} \times r_{1.3} \times r_{2.3}}{1 - (r_{2.3})^2}}$$

$r_{1.2.3}$: ارتباط جميع المتغيرات

$r_{1.2}$: الارتباط بين المتغير 1 والمتغير 2

$r_{1.3}$: الارتباط بين المتغير 1 والمتغير 3

$r_{2.3}$: الارتباط بين المتغير 2 والمتغير 3

مثال تطبيقي:

لدراسة العلاقة الارتباطية بين الذكاء (x_1) وقوة الانتباه (x_2) والتحصيل الدراسي (x_3) فلمنا بتوزيع

وتصحيف الاستبيانات على عينة مكونة من 10 أفراد فكانت النتائج كالتالي:

المطلوب: حساب معامل الارتباط بين هاته المتغيرات وتقسيم النتيجة المتحصل عليها.

10	09	08	07	06	05	04	03	02	01	الأفراد
4	2	4	3	3	2	4	2	3	3	
4	2	3	3	3	2	3	2	3	2	
3	3	4	2	4	3	3	2	3	3	

• أولاً نقوم بحساب معامل الارتباط البسيط بين الذكاء وقوة الانتباه بنفس الطريقة السابقة

x_2^2	x_1^2	$x_1 x_2$	x_2 قدرة الانتباه	x_1 الذكاء	الأفراد
4	9	6	2	3	01
9	9	9	3	3	02
4	4	4	2	2	03
9	16	12	3	4	04
4	4	4	2	2	05
9	9	9	3	3	06
4	9	6	2	3	07
9	16	12	3	4	08
4	4	4	2	2	09
16	16	16	4	4	10

72	96	82	26	30	Σ
-----------	-----------	-----------	-----------	-----------	----------------------------

$$r_{1.2} = \frac{n\sum x_1 x_2 - (\sum x_1)(\sum x_2)}{\sqrt{[n\sum x_1^2 - (\sum x_1)^2] \times [n\sum x_2^2 - (\sum x_2)^2]}}$$

$$r_{1.2} = \frac{10 \times 30 - 82 \times 10}{\sqrt{[10 \times 96 - (30)^2] \times [10 \times 72 - (26)^2]}}$$

$$r_{1.2} = 0.77$$

- ثانياً نقوم بحساب معامل الارتباط البسيط بين x_1 الذكاء و x_3 التحصيل الدراسي بنفس الطريقة السابقة

x_3^2	x_1^2	$x_1 x_3$	x_3 التحصيل الدراسي	x_1 الذكاء	الأفراد
9	9	9	3	3	01
9	9	9	3	3	02
4	4	4	2	2	03
9	16	12	3	4	04
9	4	6	3	2	05
16	9	12	4	3	06
4	9	6	2	3	07
16	16	16	4	4	08
9	4	6	3	2	09
9	16	12	3	4	10
94	96	92	30	30	Σ

$$r_{1.3} = \frac{n\sum x_1 x_3 - (\sum x_1)(\sum x_3)}{\sqrt{[n\sum x_1^2 - (\sum x_1)^2] \times [n\sum x_3^2 - (\sum x_3)^2]}}$$

$$r_{1.3} = \frac{10 \times 92 - 30 \times 30}{\sqrt{[10 \times 96 - (30)^2] \times [10 \times 94 - (30)^2]}}$$

$$r_{1.3} = 0.40$$

- ثالثاً نقوم بحساب معامل الارتباط البسيط بين x_2 قوة الانتباه و x_3 التحصيل الدراسي بنفس الطريقة السابقة

x_3^2	x_2^2	x_2x_3	x_3 التحصيل الدراسي	x_2 قوة الانتهاء	الأفراد
9	4	6	3	2	01
9	9	9	3	3	02
4	4	4	2	2	03
9	9	9	3	3	04
9	4	6	3	2	05
16	9	12	4	3	06
4	4	4	2	2	07
16	9	12	4	3	08
9	4	06	3	2	09
9	16	12	3	4	10
94	72	80	30	26	Σ

$$r_{2.3} = \frac{n\Sigma x_2x_3 - (\Sigma x_2)(\Sigma x_3)}{\sqrt{[n\Sigma x_2^2 - (\Sigma x_2)^2] \times [n\Sigma x_3^2 - (\Sigma x_3)^2]}}$$

$$r_{2.3} = \frac{10 \times 80 - 26 \times 30}{\sqrt{[10 \times 72 - (26)^2] \times [10 \times 94 - (30)^2]}}$$

$$r_{2.3} = 0.47$$

إذا لدينا :

$$r_{1.2} = 0.77$$

$$r_{1.3} = 0.40$$

$$r_{2.3} = 0.47$$

$$r_{1.2.3} = \sqrt{\frac{(r_{1.2})^2 + (r_{1.3})^2 - 2 \times r_{1.2} \times r_{1.3} \times r_{2.3}}{1 - (r_{2.3})^2}} \quad \text{طبق قانون الارتباط المتعدد :}$$

$$r_{1.2.3} = \sqrt{\frac{(0.77)^2 + (0.40)^2 - 2 \times 0.77 \times 0.40 \times 0.47}{1 - (0.47)^2}}$$

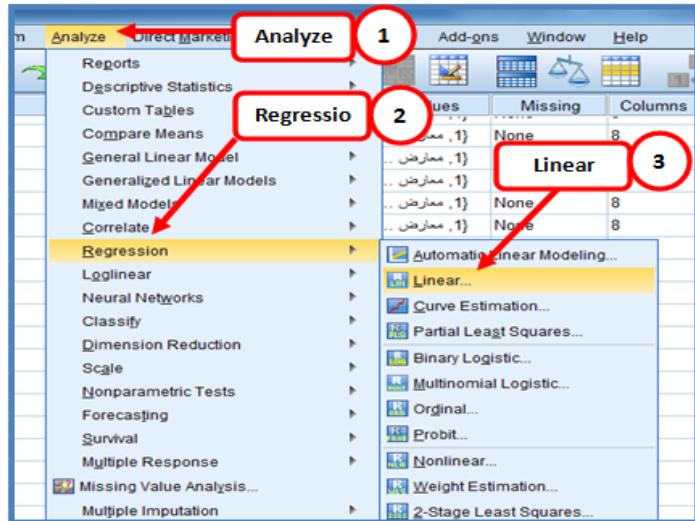
$$r_{1.2.3} = 0.60$$

تفسير النتيجة: من خلال قيمة r نستنتج أنه يوجد ارتباط طردي متوسط (بناءً على التدريج السابق)

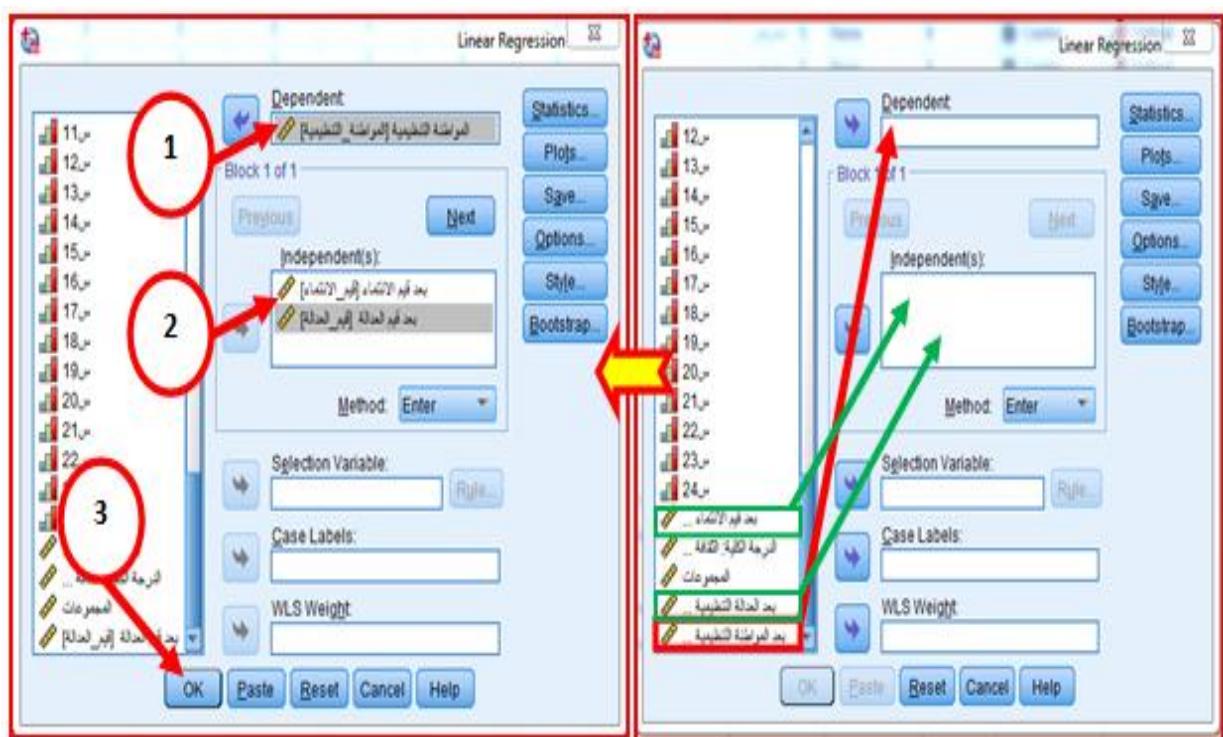
3- حساب معامل بيرسون المتعدد باستخدام Spss

لحساب معامل الارتباط بيرسون المتعدد(الارتباط بين عدة متغيرات) بين المتغيرين المستقلين (قيم الانتماء، قيم العدالة) والمتغير التابع (المواطنة التنظيمية) نتبع الخطوات التالية:

Analyze → Regression → Linear



فيظهر مربع حواري نقوم فيه بنقل المتغيرين المستقلين (قيم الائتمان ، قيم العدالة) إلى خانة .Ok ونقوم بنقل المتغير التابع إلى خانة Independent



فقط لـ **Output** لنا جدول يوضح قيمة معامل الارتباط المتعدد بين متغيرات الدراسة في صفحة

Model Summary				
Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.071 ^a	.005	-.008-	26.154

a. Predictors: (Constant), بعد قيم العدالة

نلاحظ من خلال الجدول أن قيمة عامل الارتباط المتعدد $R_{1.2.3} = 0.071$

وهذا يعني أنه توجد علاقة ضعيفة جداً وشبه معدومة بين قيم الانتماء وقيم العدالة ومتغير المواطننة التنظيمية، وأن المتغيرات المستقلة تفسر ما قيمته 0.008 % من المتغير التابع.

الحالة الثالثة

علاقة تأثير + متغير مستقل كمي + متغير تابع كمي

(علاقة تأثير بين متغيرين كميين وجميع شروط الإحصاء البرامجي محققة)

في هذه الحالة نستخدم معامل الانحدار البسيط

1- معامل الانحدار البسيط :

مثال عن فرضية الانحدار البسيط

للذكاء تأثير على قوة الانتباه لدى طلبة كلية العلوم
 ↓
 ↓
 ↓
 كمي 1 + أثر + كمي 2 = معامل الانحدار البسيط

الأسلوب الإحصائي المناسب لمعالجة هذه الفرضية هو معامل الانحدار البسيط، لأنه يقيس تأثير متغير مستقل على متغير تابع (مع وجوب تحقق شروط الإحصاء البرامجي)

ملاحظة: يستخدم معامل الانحدار البسيط أو المتعدد إذا وجدت كلمة أثر أو تأثير أو ما يدل عليها مثل: دور ، تنبؤ... الخ، بين المتغيرات مع تحقق شروط الإحصاء البرامجي.

وهو معامل يقيس درجة التنبؤ بالمتغير التابع بناءً على درجات المتغير المستقل، وندرس الانحدار لوغبة الباحث في عدم دراسة قوة الارتباط بين المتغيرين فقط بل الحصول على صورة رياضية للعلاقة بين

المتغيرين على شكل معادلة من الدرجة الأولى $y=a + bx$ تفسر مدى تأثير المتغير المستقل على التابع والتي يمكن من خلالها التبيؤ بقيمة المتغير التابع بناءً على قيمة المتغير المستقل.

- إذا كانت قيمة معامل الانحدار موجبة هذا يعني أنه كلما كانت زيادة في المتغير المستقل x كانت هناك نقصان في المتغير التابع y بقيمة b .

- أما إذا كانت قيمة معامل الانحدار معودمة فهذا يعني أنه لا يوجد تأثير للمتغير المستقل x على المتغير التابع y .

ويمكن تقسيم الانحدار حسب عدد المتغيرات الداخلة فيه إلى نوعين:
الانحدار الخطي البسيط: وهذا يناسب الحالات التي يرتبط فيها متغيرات بعلاقة خطية، حيث يتم التبؤ بأحدهما من معرفة الآخر وبالاستفادة من معادلة الخط المستقيم.

ويسحب من خلال المعادلة التالية: $y=a + bx$

y : تمثل قيم المتغير التابع

x : تمثل قيم المتغير المستقل

a : تمثل ثابت الانحدار وهي قيمة y عندما $x=0$ ويمكن حسابها عن طريق المعادلة التالية:

$$a = \bar{y} - b\bar{x}$$

\bar{y} : هو المتوسط الحسابي للمتغير التابع، \bar{x} : هو المتوسط الحسابي للمتغير المستقل

b : تمثل ميل الانحدار وتدل على مقدار التغير في القيم المقدرة للمتغير y ويمكن حسابها عن طريق

$$b = \frac{\sum xy - n\bar{x}\bar{y}}{\sum x^2 - n(\bar{x})^2}$$

2- حساب معامل الانحدار البسيط يدوياً:

مثال تطبيقي:

لدراسة أثر الذكاء على قوة الانتباه قمنا بتوزيع وتصحيح الاستبيانين على عينة مكونة من 10 أفراد وكانت النتائج كالتالي:

المطلوب: حساب معامل الانحدار بين هاذين المتغيرين وتقسيم النتيجة المتحصل عليهما
الحل:

نقوم بتقريغ نتائج الاستبيانين في الجدول التالي حيث يمثل X قيم متغير الذكاء و Y قيم متغير قوة الانتباه

X^2	$X y$	Y	X	الأفراد
-------	-------	-----	-----	---------

		قوة الانتباه	الذكاء	
9	6	2	3	01
9	9	3	3	02
4	4	2	2	03
16	12	3	4	04
4	4	2	2	05
9	9	3	3	06
9	6	2	3	07
16	12	3	4	08
4	4	2	2	09
16	16	4	4	10
96	82	26	30	Σ
		$2.6 = 10 \div 26 = \bar{y}$	$3 = 10 \div 30 = \bar{x}$	المتوسط الحسابي

نقوم بحساب معامل الانحدار من خلال المعادلة التالية:

أولاً نقوم بحساب قيمة b بالمعادلة التالية وبنطء المعطيات الموجودة في الجدول:

$$b = \frac{\sum xy - n\bar{x}\bar{y}}{\sum x^2 - n(\bar{x})^2} = \frac{82 - 10 \times 3 \times 2.6}{96 - 10 \times 3^2} = \frac{4}{6} = 0.66$$

ثانياً نقوم بحساب قيمة a بالمعادلة التالية وبنطء المعطيات الموجودة في الجدول:

$$\begin{aligned} a &= \bar{y} - b\bar{x} \\ &= 2.6 - 0.66 \times 3 = 0.62 \end{aligned}$$

إذا معادلة الانحدار تكون كالتالي:

تفسير النتيجة: لدينا قيمة معامل الانحدار موجبة هذا يعني أنه كلما كانت زيادة في المتغير المستقل x كانت هناك زيادة في المتغير التابع y بقيمة **0.66**.

3 - حساب معامل الانحدار البسيط باستخدام Spss :

لحساب معامل الانحدار الخطي البسيط لدراسة مدى تأثير متغير مستقل (الثقافة التنظيمية) على متغير التابع (المواطنة التنظيمية) نتبع الخطوات التالية:

أولاً : ننشأ لوحة الانتشار عن طريق

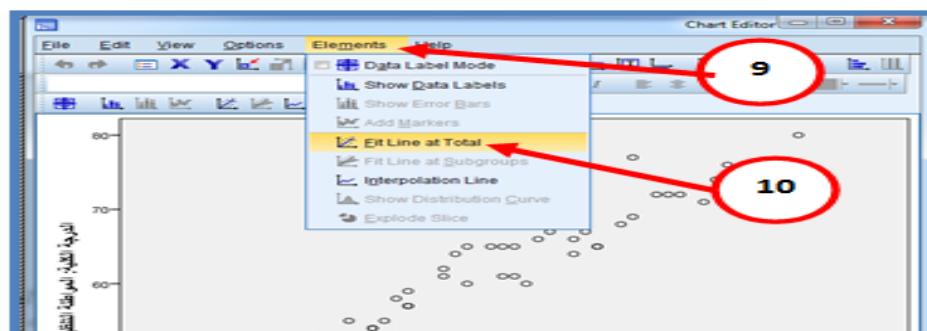
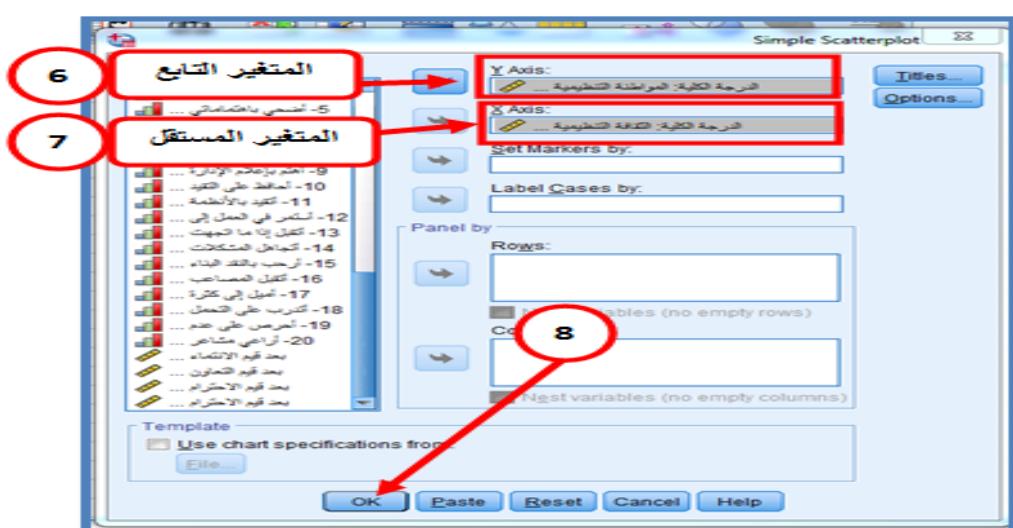
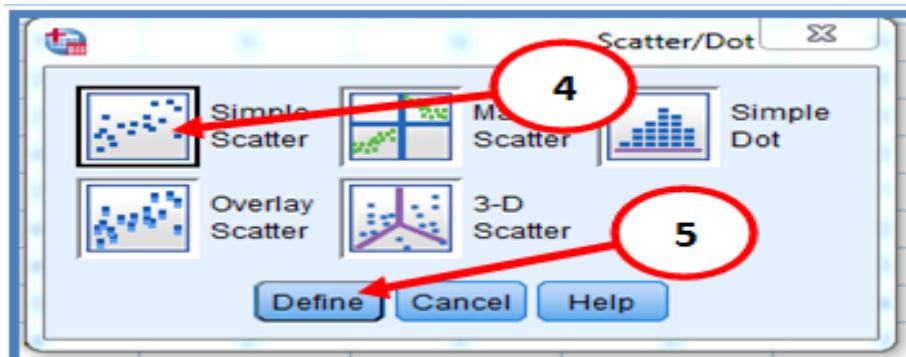
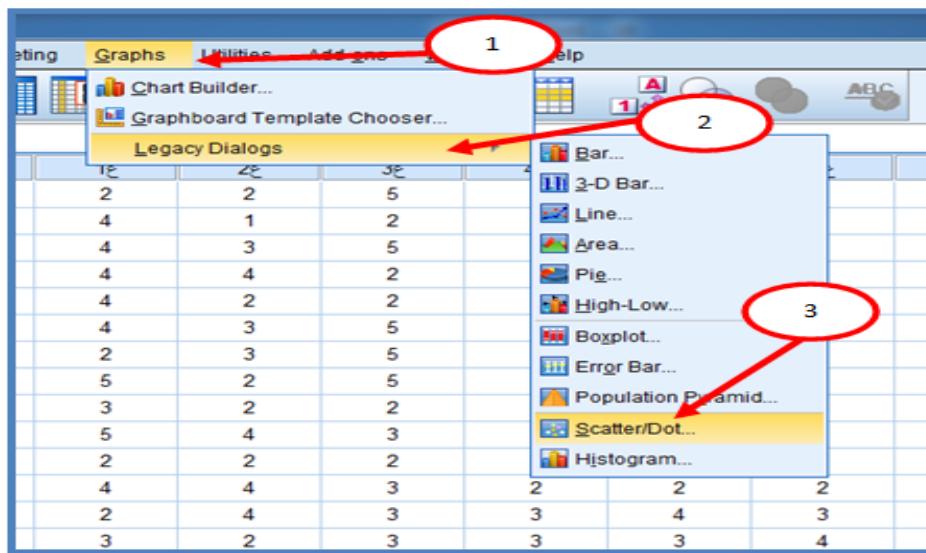
Graphs → Legacy Dialog → Scatter/Dot → Simple Scatter

نضع المتغير المستقل في X

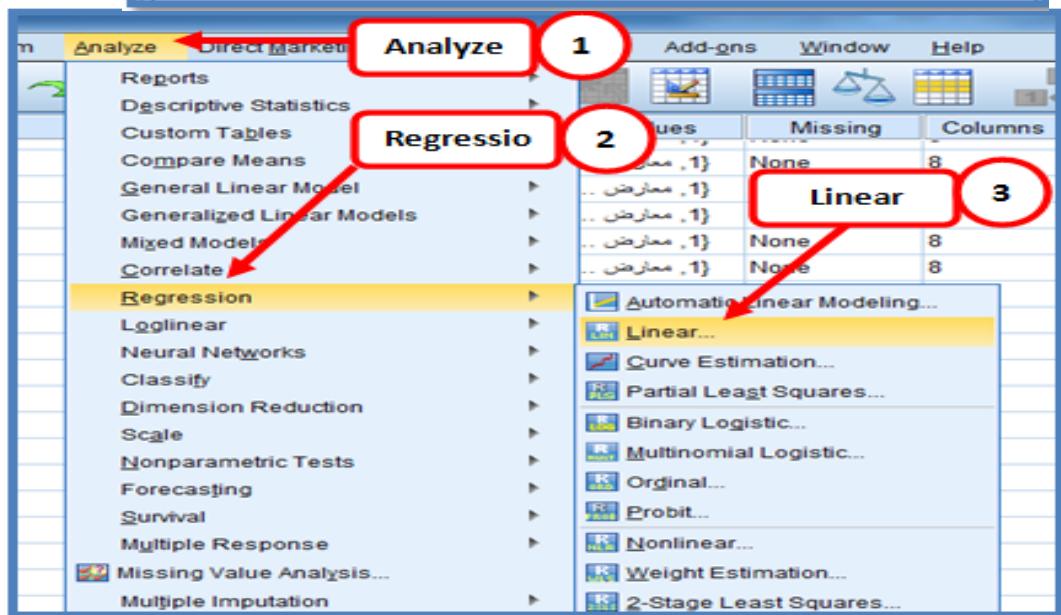
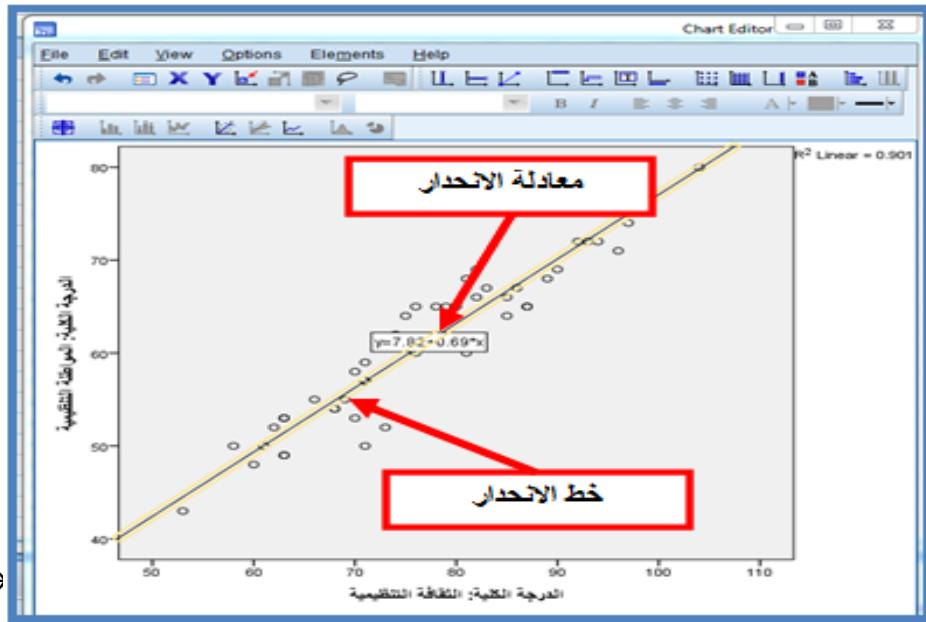
ونضع المتغير التابع في Y ثم نضغط Ok

تظهر لنا لوحة الانتشار ثم نقر نقر مزدوج ثم نضغط Fit Line at total Elements

، فيظهر الخط المائل وهو خط الانحدار بالإضافة إلى معادلة الانحدار Ok



Analyze →

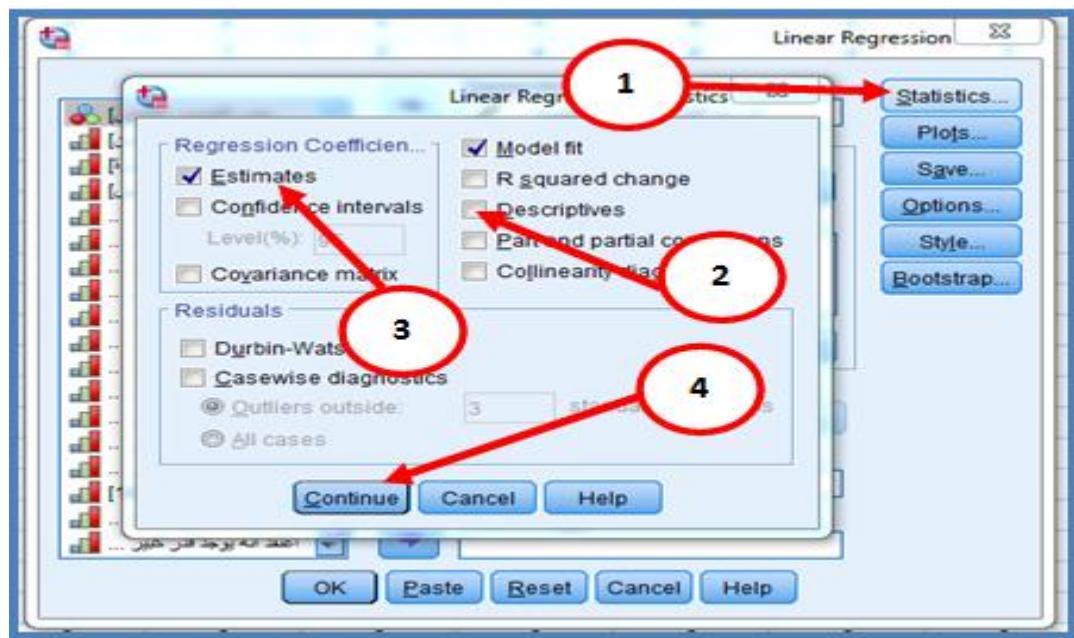


فيظهر مربع حواري نقوم فيه بنقل المتغير المستقل (الثقافة التنظيمية) إلى خانة Independent ونقوم بنقل المتغير التابع (المواطنة التنظيمية) إلى خانة Dependent ثم Ok ثم



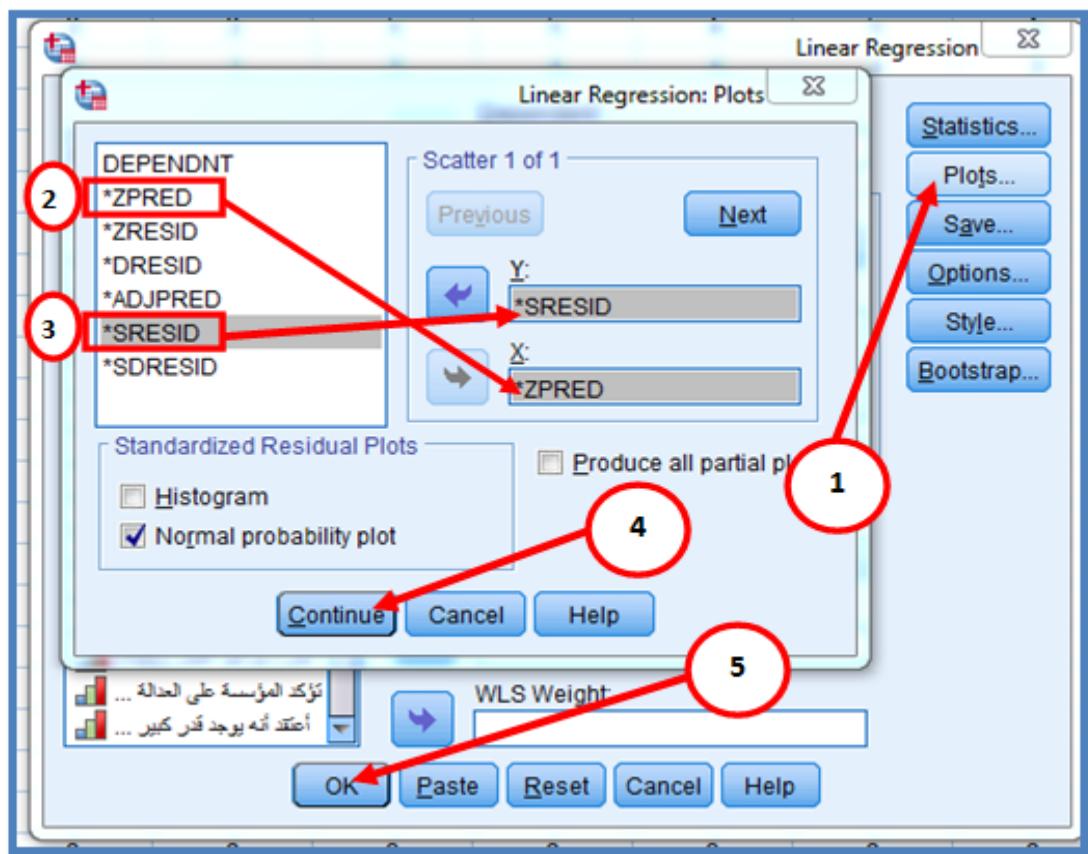
ثم نضغط على Statistics لختار بعض الإحصاءات الوصفية التي تحتاجها فنختار Descriptives

ثم نختار Estimates (معامل الانحدار المقدر) ثم Continue (معمل الانحدار المقدر)



ثم نذهب إلى Plots ونختار ZPRED وننقلها لخانة X ، ونختار ZRESID وننقلها لخانة Y

ثم نختار Normal probability plot ثم Continue ثم Ok



فقط ظهر لنا عدة جداول في صفحة Output

الجدول الأول: يوضح المتوسط الحسابي والانحراف المعياري

Descriptive Statistics			
	Mean	Std. Deviation	N
الدرجة الكلية: الموافنة التنظيمية	61.36	8.625	50
الدرجة الكلية: الثقافة التنظيمية	77.34	11.825	50

الجدول الثاني: يوضح معامل الارتباط بيرسون بين المتغيرين و قيمة الدلالة الإحصائية Sig
نلاحظ من خلال الجدول أن معامل بيرسون $R=0.94$ وهذا يدل على وجود ارتباط طردي قوي جدا وأن قيمة $Sig = 0.00$ وهي أقل من 0.05 مما يدل على أنه دال إحصائيا.

Correlations			
	الدرجة الكلية: الموافنة التنظيمية	الدرجة الكلية: الثقافة التنظيمية	الدرجة الكلية: الموافنة التنظيمية
Pearson Correlation	1.000	.949	.949
	.949	1.000	.000
Sig. (1-tailed)		.000	.
N	50	50	50

الجدول الثالث: جدول **Model Summary** يحتوي على :

R: معامل الارتباط

R Square: مربع معامل الارتباط لمعرفة نسبة تباين المتغير التابع للتبؤ بالمتغير المستقل وفي هذه
الحالة لدينا نسبة 90 %

Adjusted R Square: المربع المعدل

Std . Error of the Estimate: الخطأ في التقدير

Model Summary ^b				
Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.949 ^a	.901	.899	2.747

a. Predictors: (Constant), الثقافة التنظيمية
b. Dependent Variable: المواطنة التنظيمية

الجدول الرابع: جدول **Anova**

في هذا الجدول نلاحظ مباشرة قيمة Sig إذا كانت $Sig < 0.05$ نرفض الفرض الصافي ونقبل البديل
إما إذا كانت قيمة $Sig > 0.05$ فإننا نقبل الفرض الصافي ونرفض البديل ، وفي مثالنا هذا نلاحظ
أن $Sig = 0.00$ وهي أقل من 0.05 وبالتالي فإننا نؤكد على وجود أثر للمتغير المستقل (الثقافة
التنظيمية) على المتغير التابع (المواطنة التنظيمية)

ANOVA ^a					
Model	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	3283.344	1	3283.344	435.149
	Residual	362.176	48	7.545	
	Total	3645.520	49		

a. Dependent Variable: المواطنة التنظيمية
b. Predictors: (Constant), الثقافة التنظيمية

الجدول الخامس: جدول **Coefficients**

يحتوي هذا الجدول على معامل خط الانحدار

نشاهد قيمة a العلوية وقيمة b السفلية ومنه فإن معادلة خط الانحدار في هذا المثال تكون كالتالي:

$$y = 7.82 + 0.69x$$

Model	Coefficient ^a					t	Sig.
	Unstandardized Coefficients			Standardized Coefficients			
	B	Std. Error	Beta				
1 (Constant)	7.820	2.596				3.013	.004
الدرجة الكلية: الملوثة التنظيمية	.692	.033	.949			20.860	.000

a. Dependent Variable: الدرجة الكلية: الملوثة التنظيمية

الحالة الرابعة:

علاقة تأثير + متغير كمي + متغير كمي + متغير كمي

(علاقة تأثير بين أكثر من متغيرين كميين وجميع شروط الإحصاء البرامجي محققة)

في هذه الحالة نستخدم معامل الانحدار المتعدد

١- معامل الانحدار المتعدد:

مثال عن فرضية الانحدار المتعدد

يؤثر الذكاء وقوه الانتباه على التحصيل الدراسي لدى طلبة كلية العلوم

$$\text{كمي 3} = \text{معامل الانحدار المتعدد} + \text{أثر} + \text{كمي 1} + \text{كمي 2}$$

الأسلوب الإحصائي المناسب لمعالجة هذه الفرضية هو معامل الانحدار المتعدد، لأنه يقيس تأثير بين

أكثـر من متغيرـين (مع وجـوب تحقق شروـط الإـحصـاء البرـامـتـري)

الانحدار المتعدد: وهذا يناسب الحالات التي يرتبط فيها أكثر من متغيرين، وهنا يتم التنبؤ بأحد المتغيرات

¹⁸⁰ من خلال المتغيرات الأخرى. (أبو زينة وآخرون، 2007، ص، 180)

ويحسب من خلال المعادلة التالية:

حیث:

$$b_1 = \frac{r_{yx_1} - |r_{yx_2} \times r_{x_1 x_2}|}{|1 - (r_{x_1 x_2})^2|} \times \frac{s_y}{s_{x_1}}$$

$$b_2 = \frac{r_{yx_2} - |r_{yx_1} \times r_{x_1 x_2}|}{|1 - (r_{x_1 x_2})^2|} \times \frac{s_y}{s_{x_2}}$$

$$a = \bar{v} = (\bar{x}_1 \times b_1) = (\bar{x}_2 \times b_2)$$

b_1 : تمثل ميل الانحدار على المتغير المستقل الأول

b) تمثل ميل الانحدار على المتغير المستقل الثاني

\bar{x}_1 : تمثل المتوسط الحسابي للمتغير الأول

\bar{x}_2 : تمثل المتوسط الحسابي للمتغير الثاني

s_y : تمثل الانحراف المعياري للمتغير التابع

s_{x_1} : تمثل الانحراف المعياري للمتغير المستقل الأول

s_{x_2} : تمثل الانحراف المعياري للمتغير المستقل الثاني

r_{yx_1} : تمثل قيمة الارتباط بين المتغير المستقل الأول والمتغير التابع

r_{yx_2} : تمثل قيمة الارتباط بين المتغير المستقل الثاني والمتغير التابع

$r_{x_1x_2}$: تمثل قيمة الارتباط بين المتغير المستقل الأول والمتغير المستقل الثاني

ويعتبر الانحدار امتداد لدراسة الارتباط، فهما يسيران في نفس الاتجاه وإشارة ميل خط الانحدار هي نفسها إشارة معامل الارتباط، فإذا كانت طردية فإشارتها موجبة وإذا كانت عكسية فإشارتها سالبة.

ويكمن الفرق بين الارتباط والانحدار أن الارتباط يدرس قوة العلاقة بين متغيري X أي أنهما متراافقان في التغيير ولا يمكن الجزم بأثر متغير X على متغير Y ، فيقول الأستاذ الدكتور سمير صافي (2018)، أنه ليس من الضروري تحديد ومعرفة المتغير المستقل والمتغير التابع في الدراسات الارتباطية فهي تدرس قوة العلاقة بين هاذين المتغيرين فقط، فإذا كانت العلاقة طردية مثلاً فإن زيادة قيمة أحد المتغيرين يصاحبه زيادة في المتغير الآخر والعكس صحيح. في حين أن الانحدار هو دراسة التنبؤ بقيمة متغير بناءً على قيمة وأثر متغير آخر، أي يجب التمييز بين المستقل التابع.

ملاحظة: ليس الإلزام أن علاقة التأثير تكون في الدراسات التجريبية كما يعتقد البعض، فقد تكون في الدراسات الوصفية من خلال تحليل الانحدار فالانحدار هو: دراسة أثر متغير مستقل أو أكثر على متغير التابع أو أكثر ويستخدم في المنهج الوصفي.

2- حساب معامل الانحدار المتعدد يدوياً:

مثال تطبيقي:

دراسة أثر الذكاء وقوة الانتباه على التحصيل الدراسي قمنا بتوزيع وتصحيح الاستبيانات على عينة مكونة من 10 أفراد وكانت النتائج كالتالي:

المطلوب: حساب معامل الانحدار بين هاذين المتغيرين وتفسير النتيجة المتحصل عليها

الحل:

نقوم بتنزيل نتائج الاستبيانين في الجدول التالي حيث يمثل X قيم متغير الذكاء و Y قيم متغير قوة الانتباه

x_1x_2	x_2y	x_1y	γ^2	x_2^2	x_1^2	التحصيل الدراسي γ	قدرة الانتباه	الذكاء	الإنحراف
6	10	15	25	4	9	5	2	3	01
9	24	24	64	9	9	8	3	3	02
4	8	8	16	4	4	4	2	2	03
12	21	28	49	9	16	7	3	4	04
4	4	4	4	4	4	2	2	2	05
9	21	21	49	9	9	7	3	3	06
6	12	18	36	4	9	6	2	3	07
12	15	20	25	9	16	5	3	4	08
4	6	6	9	4	4	3	2	2	09
16	16	16	16	16	16	4	4	4	10
82	137	160	293	72	96	53	26	30	Σ
						$5.3 = 10 \div 53 = \bar{y}$	$2.6 = 10 \div 26 = \bar{x}_2$	$3 = 10 \div 30 = \bar{x}_1$	المتوسط الحسابي

نقوم بحساب معامل الانحدار من خلال المعادلة التالية: $y = a + b_1x_1 + b_2x_2$

: حيث

$$b_1 = \frac{r_{yx_1} - |r_{yx_2} \times r_{x_1x_2}|}{|1 - (r_{x_1x_2})^2|} \times \frac{s_y}{s_{x_1}}$$

$$b_2 = \frac{r_{yx_2} - |r_{yx_1} \times r_{x_1x_2}|}{|1 - (r_{x_1x_2})^2|} \times \frac{s_y}{s_{x_2}}$$

$$a = \bar{y} - (\bar{x}_1 \times b_1) - (\bar{x}_2 \times b_2)$$

أولاً: نقوم بحساب معاملات الارتباط البسيط بين المتغيرات (أنظر المثال السابق لحساب الارتباط بيرسون

البسيط) فوجدنا النتائج التالية:

$$r_{x_1 x_2} = \frac{n \Sigma x_1 x_2 - (\Sigma x_1)(\Sigma x_2)}{\sqrt{[n \Sigma x_1^2 - (\Sigma x_1)^2] \times [n \Sigma x_2^2 - (\Sigma x_2)^2]}}$$

$$r_{x_1 x_2} = \frac{10 \times 82 - (30)(26)}{\sqrt{[10 \times 96 - (30)^2] \times [10 \times 72 - (26)^2]}} = 0.77$$

$$r_{y x_1} = \frac{n \Sigma y x_1 - (\Sigma y)(\Sigma x_1)}{\sqrt{[n \Sigma y^2 - (\Sigma y)^2] \times [n \Sigma x_1^2 - (\Sigma x_1)^2]}}$$

$$r_{y x_1} = \frac{10 \times 160 - (53)(30)}{\sqrt{[10 \times 293 - (53)^2] \times [10 \times 96 - (30)^2]}} = 0.41$$

$$r_{y x_2} = \frac{n \Sigma y x_2 - (\Sigma y)(\Sigma x_2)}{\sqrt{[n \Sigma y^2 - (\Sigma y)^2] \times [n \Sigma x_2^2 - (\Sigma x_2)^2]}}$$

$$r_{y x_2} = \frac{10 \times 137 - (53)(26)}{\sqrt{[10 \times 293 - (53)^2] \times [10 \times 72 - (26)^2]}} = 0.36$$

$$r_{x_1 x_2} = 0.77$$

$$r_{y x_1} = 0.41$$

$$r_{y x_2} = 0.36$$

ثانياً: نقوم بحساب الانحرافات المعيارية للمتغيرات السابقة (أنظر المثال السابق لحساب الانحراف المعياري)

فوجدنا النتائج التالية :

$$s_{x_1} = \sqrt{\frac{\sum x_1^2 - n(\bar{x}_1)^2}{n-1}} = \sqrt{\frac{96 - 10(3)^2}{10-1}} = \sqrt{0.66} = 0.81$$

$$s_{x_2} = \sqrt{\frac{\sum x_2^2 - n(\bar{x}_2)^2}{n-1}} = \sqrt{\frac{72 - 10(2.6)^2}{10-1}} = \sqrt{0.48} = 0.69$$

$$s_y = \sqrt{\frac{\sum y^2 - n(\bar{y})^2}{n-1}} = \sqrt{\frac{293 - 10(5.3)^2}{10-1}} = \sqrt{1.34} = 1.15$$

$$s_{x_1} = 0.81 \quad s_{x_2} = 0.69 \quad s_y = 1.15$$

ثالثاً: نقوم بتعويض النتائج في المعادلات السابقة لإيجاد قيمة $a \cdot b_1 \cdot b_2$

$$b_1 = \frac{r_{yx_1} - |r_{yx_2} \times r_{x_1x_2}|}{|1 - (r_{x_1x_2})^2|} \times \frac{s_y}{s_{x_1}} = \frac{0.41 - |0.31 \times 0.77|}{|1 - (0.77)^2|} \times \frac{1.15}{0.81} = 0.59$$

$$b_2 = \frac{r_{yx_2} - |r_{yx_1} \times r_{x_1x_2}|}{|1 - (r_{x_1x_2})^2|} \times \frac{s_y}{s_{x_2}} = \frac{0.36 - |0.41 \times 0.77|}{|1 - (0.77)^2|} \times \frac{1.15}{0.69} = 0.20$$

$$a = \bar{y} - (\bar{x}_1 \times b_1) - (\bar{x}_2 \times b_2) = 5.3 - (3 \times 0.59) - (2.6 \times 0.20) = 3.01$$

إذا المعادلة الانحدار المتعدد تكون كالتالي: $y = 3.01 + 0.59x_1 + 0.20x_2$

تفسير النتيجة:

يمكن اعتبار المعادلة على النحو التالي:

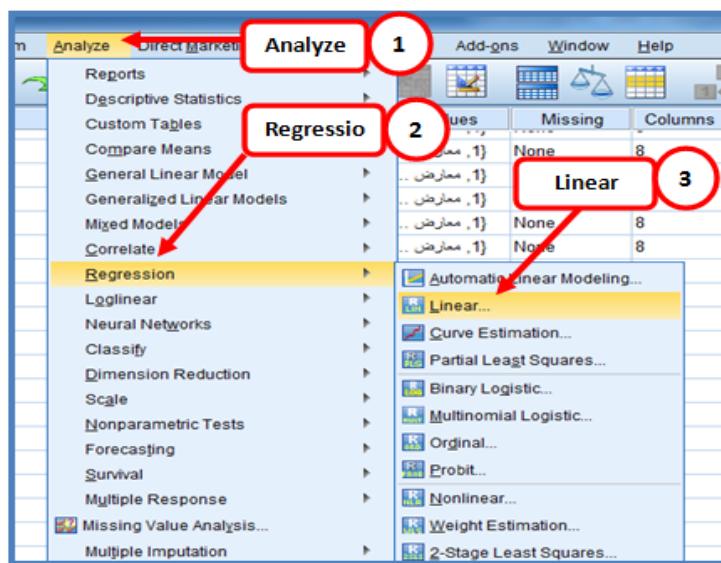
$$\text{التحصيل الدراسي} = 3.01 + 0.59 \times \text{ذكاء} + 0.20 \times \text{قوة الانتباه}$$

من خلال هذه المعادلة نستنتج أنه كلما زاد معدل الذكاء بدرجة واحدة زاد التحصيل الدراسي بمعدل 0.59 على اعتبار أن قوة الانتباه ثابتة، وكلما زاد معدل قوة الانتباه بدرجة واحدة زاد التحصيل الدراسي بمعدل 0.20 على اعتبار أن الذكاء ثابت.

3- حساب معامل الانحدار المتعدد باستخدام Spss:

لحساب معامل الانحدار الخطي المتعدد لدراسة مدى تأثير عدة متغيرات مستقلة مثلاً (قيم الانتماء، قيم التعاون، قيم الاحترام، قيم العدالة) على متغير نابع (المواطنة التنظيمية) نتبع الخطوات التالية:

Analyze → Regression → Linear

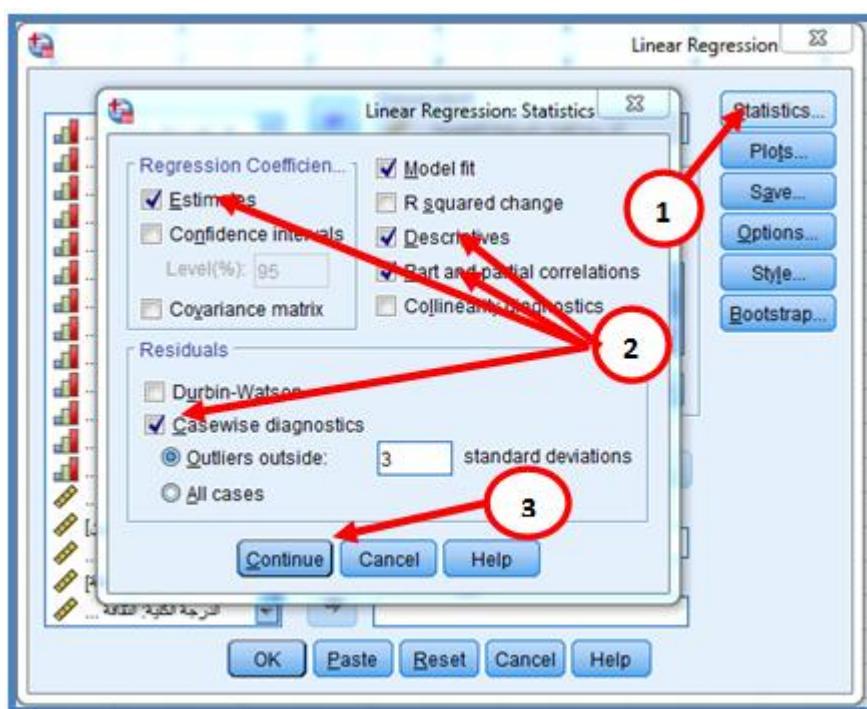


فيظهر مربع حواري نقوم فيه بنقل المتغيرات المستقلة (قيم الانتماء، قيم التعاون، قيم الاحترام، قيم العدالة) إلى خانة **Independent** ونقوم بنقل المتغير التابع (المواطنة التنظيمية) إلى خانة **Dependent** ثم من خلال أمر **Method** إذا كنا نريد الانحدار المتعدد القياسي نختار **Enter** (لا

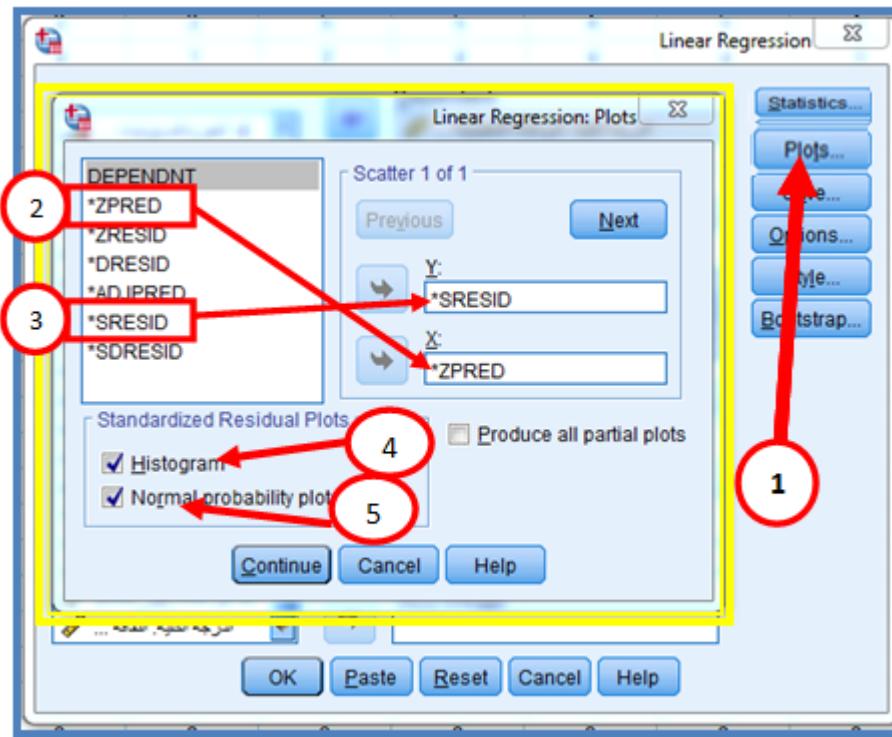
يستبعد المتغيرات التي ليس لها أثر)، أما إذا كنا نريد الانحدار المتعدد التدريجي من أجل أن يستبعد لنا المتغيرات التي ليس لها أثر على المتغيرات المستقلة نختار **Stepwise**



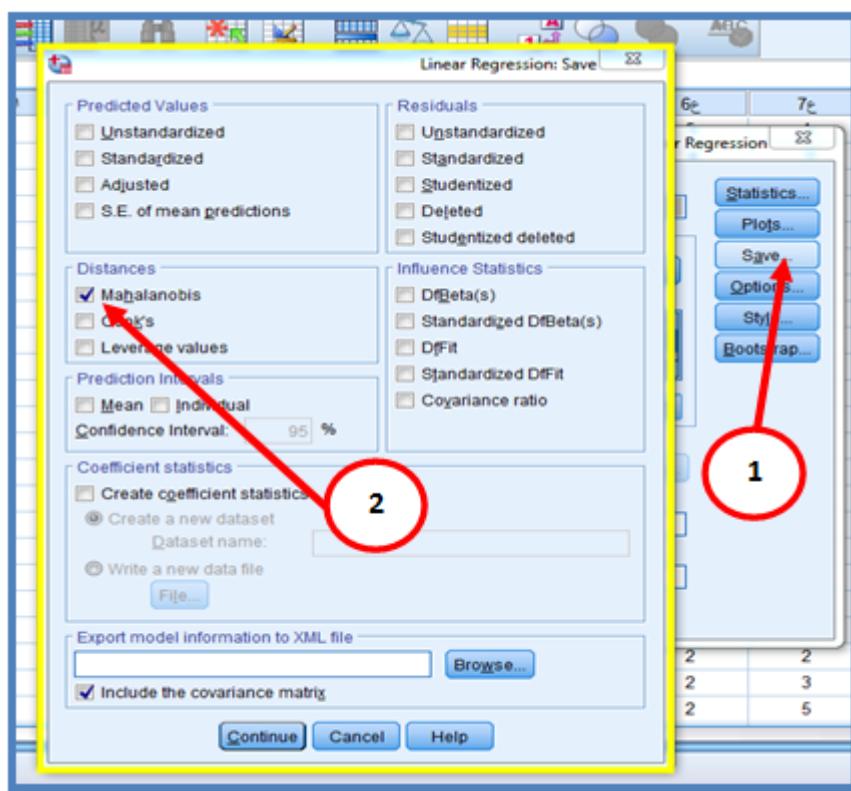
ثم نضغط على Statistics لختار بعض الإحصاءات الوصفية التي تحتاجها فنختار Descriptives ثم نختار Estimates ثم نختار Part and partial correlation ثم Continue ثم Casewise diagnostics



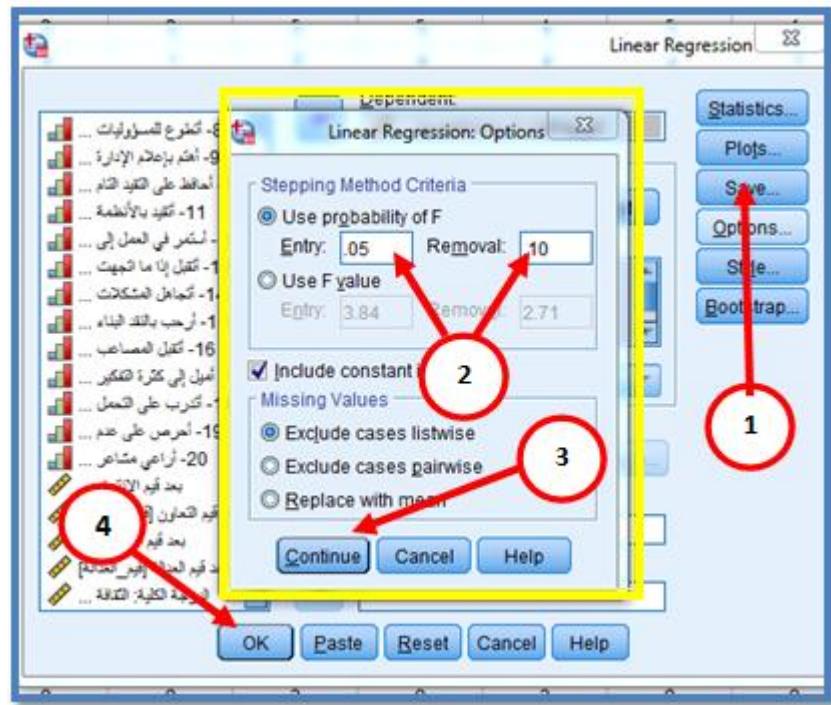
ثم نذهب إلى Plots ونختار ZPRED وننقلها لخانة X ، ونختار ZRESID وننقلها لخانة Y ثم نختار أهم شيء Continue أيضا Normal probability plot ثم Ok



ثم نختار Save ونختار Mahalanobis الخاصة بالقيم المتطرفة



ثم نذهب إلى Options ثم نضع 0.1 في Removal ثم نضع 0.05 في Entry



فقط ظهر لنا عدة جداول في صفحة **Output**

الجدول الأول: يوضح الإحصاءات الوصفية كالمتوسط الحسابي والانحراف المعياري للمتغيرات التي أدخلت في معادلة الانحدار

Descriptive Statistics			
	Mean	Std. Deviation	N
الدرجة الكلية: المواطنون الناطقون بالإنجليزية	61.36	8.625	50
بعد قيم الائتماء	24.10	4.705	50
بعد قيم التعاون	16.16	2.853	50
بعد قيم الاحترام	20.58	4.146	50
بعد قيم العدالة	16.50	2.816	50

الجدول الثاني: جدول **Correlations**

يوضح مصفوفة الارتباطات بين المتغيرات الأربع وقيم الدلالة الإحصائية **Sig** لكل ارتباط

Correlations						
	الدرجة الكلية: المواطنة التنظيمية	بعد قيم الانتماء	بعد قيم التعاون	بعد قيم الاحترام	بعد قيم العدالة	بعد قيم المذلة
Pearson Correlation	الدرجة الكلية: المواطنة التنظيمية	1.000	.891	.732	.718	.698
	بعد قيم الانتماء	.891	1.000	.435	.544	.606
	بعد قيم التعاون	.732	.435	1.000	.508	.518
	بعد قيم الاحترام	.718	.544	.508	1.000	.648
	بعد قيم العدالة	.698	.606	.518	.648	1.000
Sig. (1-tailed)	الدرجة الكلية: المواطنة التنظيمية		.000	.000	.000	.000
	بعد قيم الانتماء	.000		.001	.000	.000
	بعد قيم التعاون	.000	.001		.000	.000
	بعد قيم الاحترام	.000	.000	.000		.000
	بعد قيم العدالة	.000	.000	.000	.000	
N	الدرجة الكلية: المواطنة التنظيمية	50	50	50	50	50
	بعد قيم الانتماء	50	50	50	50	50
	بعد قيم التعاون	50	50	50	50	50
	بعد قيم الاحترام	50	50	50	50	50
	بعد قيم العدالة	50	50	50	50	50

الجدول الثالث: جدول Variables Entered/Removed

يوضح أسماء المتغيرات التي دخلت في معادلة الانحدار وطريقة استبعاد المتغيرات بالطريقة التدرجية،
نلاحظ أنه تم استبعاد متغير قيم العدالة لأنها غير دالة إحصائية

Variables Entered/Removed ^a			
Model	Variables Entered	Variables Removed	Method
1	بعد قيم الانتماء		Stepwise (Criteria: Probability-of-F-to-enter <= .050, Probability-of-F-to-remove >= .100).
2	بعد قيم التعاون		Stepwise (Criteria: Probability-of-F-to-enter <= .050, Probability-of-F-to-remove >= .100).
3	بعد قيم الاحترام		Stepwise (Criteria: Probability-of-F-to-enter <= .050, Probability-of-F-to-remove >= .100).

a. Dependent Variable: الدرجة الكلية: المواطنة التنظيمية

الجدول الرابع: جدول Model Summary

R: معامل الارتباط بين المتغير التابع والمتغيرات المستقلة: قيم الانتماء ، قيم التعاون، قيم الاحترام
وهي 0.89 و 0.97 و 0.98 على الترتيب مع غياب متغير قي العدالة.

R Square: مربع معامل الارتباط لمعرفة نسبة تباين المتغير التابع للتباين بالمتغيرات المستقلة وفي هذه الحالة لدينا نسبة 79 % و 93 % و 96 % للمتغيرات قيم الانتماء ، قيم التعاون، قيم الاحترام على التوالي.

Adjusted R Square

Std . Error of the Estimate: الخطأ في التقدير

Model Summary ^d				
Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.891 ^a	.794	.790	3.952
2	.970 ^b	.940	.938	2.154
3	.981 ^c	.963	.960	1.718

a. Predictors: (Constant), بعد فهم الانتماء
 b. Predictors: (Constant), بعد فهم التعاون
 c. Predictors: (Constant), بعد فهم التعاون, بعد فهم الاحترام
 d. Dependent Variable: الدرجة الكلية: المواطنـةـ التنظـيمـيـة

الجدول الخامس: جدول Anova ويعتبر من أهم الجداول وما يهمني فيه قيمة F وقيمة Sig

ANOVA ^a						
Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	2895.982	1	2895.982	185.457	.000 ^b
	Residual	749.538	48	15.615		
	Total	3645.520	49			
2	Regression	3427.422	2	1713.711	369.304	.000 ^c
	Residual	218.098	47	4.640		
	Total	3645.520	49			
3	Regression	3509.758	3	1169.919	396.402	.000 ^d
	Residual	135.762	46	2.951		
	Total	3645.520	49			

a. Dependent Variable: الدرجة الكلية: المواطنـةـ التنظـيمـيـة
 b. Predictors: (Constant), بعد فهم الانتماء
 c. Predictors: (Constant), بعد فهم التعاون, بعد فهم الانتماء
 d. Predictors: (Constant), بعد فهم التعاون, بعد فهم الاحترام, بعد فهم الانتماء

يوضح الجدول 5 نتائج تحليل التباين Anova لاختبار معنوية الانحدار ونلاحظ أن قيمة Sig للمتغيرات تساوي 0.00 وكلها أقل من 0.05 ، وبالتالي فإننا نرفض الفرض الصافي ونقبل الفرض

البديل وهذا يعني أن الانحدار معنوي ولا يساوي 0، وبالتالي توجد علاقة تأثير بين المتغير التابع والمتغيرات المستقلة

لكننا لا نعرف تحديداً أي من المتغيرات المستقلة هو الذي أضاف تفسيراً جوهرياً للتبالين في المتغير التابع، وهذا ما سيوضحه جدول تفصيل معاملات الانحدار ليتضح لنا ذلك.

الجدول السادس: Coefficients

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients المتغيرات المستقلة محتملة	t	Sig.	Correlations		
	B	Std. Error				Zero-order	Partial	Part
1 (Constant)	21.978	2.945		7.462	.000			
بعد قيم الانتماء	1.634	.120		13.618	.000	.891	.891	.891
2 (Constant)	9.411	1.989		4.731	.000			
بعد قيم الانتماء	1.296	.073		17.834	.000	.891	.933	.636
3 (Constant)	7.711	1.619		4.763	.000			
بعد قيم الانتماء	1.155	.064		18.128	.000	.891	.937	.516
بعد قيم التعاون	1.088	.102		10.629	.000	.732	.843	.302
بعد قيم الاحترام	.399	.076		5.282	.000	.718	.614	.150

a. Dependent Variable: الدرجة الكلية: المواطنة التطبيمية

يوضح لنا هذا الجدول 6 معاملات نموذج الانحدار التي تساعد في الحصول على معادلة خط الانحدار

$$y = a + b_1x_1 + b_2x_2 + b_3x_3$$

$$y = 7.71 + 1.15x_1 + 1.08x_2 + 0.39x_3$$

الجدول السابع : Excluded Variables جدول

Model	Beta In	t	Sig.	Partial Correlation	Collinearity Statistics	
					Tolerance	
1	بعد قيم التعاون	.424 ^b	10.702	.000	.842	.811
	بعد قيم الاحترام	.331 ^b	5.300	.000	.612	.704
	بعد قيم العدالة	.250 ^b	3.340	.002	.438	.632
2	بعد قيم الاحترام	.192 ^c	5.282	.000	.614	.613
	بعد قيم العدالة	.091 ^c	1.941	.058	.275	.553
3	بعد قيم العدالة	.012 ^d	.274	.785	.041	.464

a. Dependent Variable: الدرجة الكلية: المواطنة التطبيمية

b. Predictors in the Model: (Constant), بعد قيم الانتماء

c. Predictors in the Model: (Constant), بعد قيم التعاون, بعد قيم الانتماء

d. Predictors in the Model: (Constant), بعد قيم التعاون, بعد قيم الانتماء, بعد قيم الاحترام

يوضح الجدول 7 أسماء المتغيرات التي تم استبعادها بالطريقة التدريجية وهو متغير قيم العدالة حيث يوضح الارتباط الجزئي الذي يساوي 0.04 أنه ضعيف جدا وغير دال إحصائيا لأن قيمة Sig تساوي 0.78 وهي أكبر من 0.05

الجدول الثامن : جدول Residuals Statistics

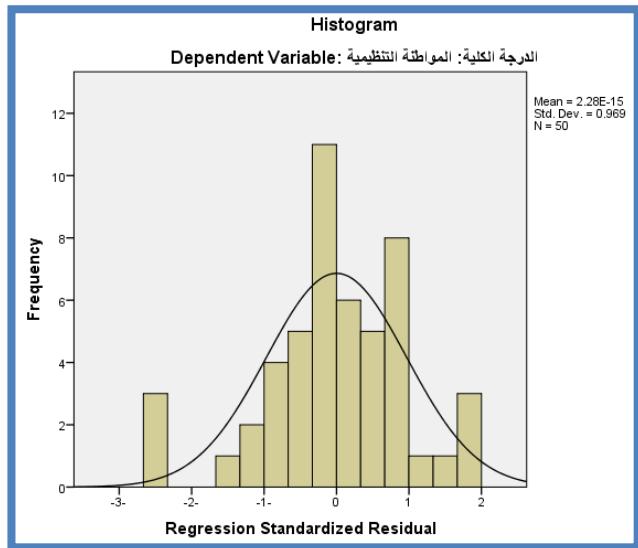
Residuals Statistics ^a					
	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation	N
Predicted Value	43.03	81.65	61.36	8.463	50
Std. Predicted Value	-2.166-	2.397	.000	1.000	50
Standard Error of Predicted Value	.250	.783	.469	.128	50
Adjusted Predicted Value	43.03	81.95	61.35	8.478	50
Residual	-4.196-	3.006	.000	1.665	50
Std. Residual	-2.443-	1.750	.000	.969	50
Stud. Residual	-2.622-	1.961	.002	1.013	50
Deleted Residual	-4.834-	3.778	.007	1.822	50
Stud. Deleted Residual	-2.812-	2.026	-.005-	1.045	50
Mahal. Distance	.059	9.206	2.940	2.190	50
Cook's Distance	.000	.261	.024	.052	50
Centered Leverage Value	.001	.188	.060	.045	50

a. Dependent Variable: الأرجة الكلية: الموافنة التنظيمية

يوضح الجدول 8 إحصاءات الباقي وهي الفروق بين القيم المشاهدة وخط الانحدار المقدر وتتضح بالمقارنة بين القيمة العظمى L Maha ومقارنتها بالقيمة الحرجية لكاف تربيع فإذا كانت القيمة العظمى L Maha أقل من القيمة الحرجية لكاف تربيع فإنه لا توجد قيم متطرفة متعددة المتغيرات وهو شرط من شروط تطبيق تحليل الانحدار المتعدد.

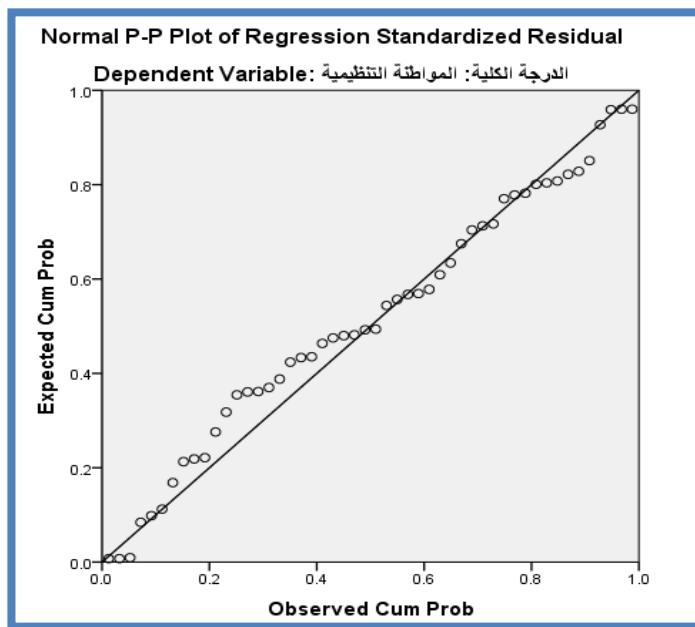
الرسوم البيانية:

المدرج التكراري: يتضح من رسم المدرج التكراري أن البيانات تتبع التوزيع الطبيعي



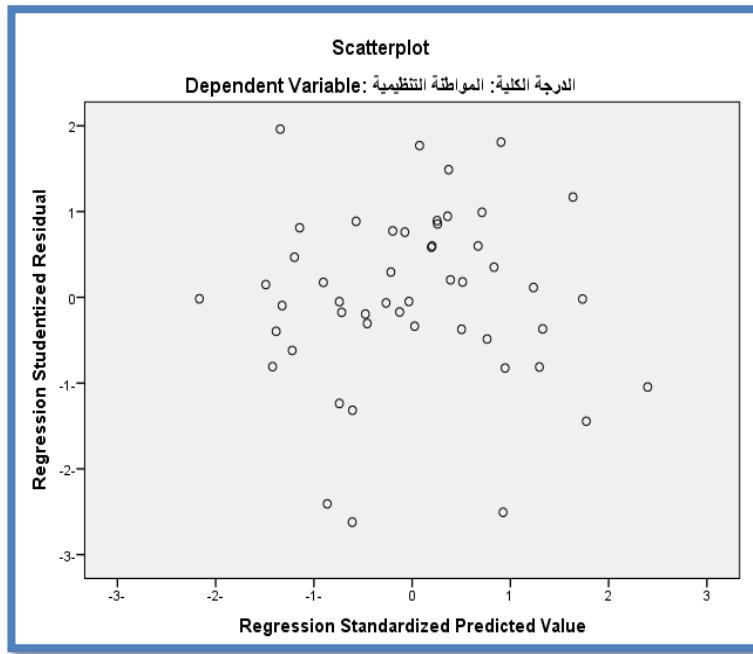
الرسم البياني p p plot:

يتضح من الرسم البياني أن البيانات تجتمع حول الخط المستقيم وبالتالي فإن الباقي Residuals تتوزع حسب التوزيع الطبيعي وهو من شروط الانحدار



شكل الانتشار للباقي:

يتضح عدم وجود نمط معين للنقاط في الشكل وهذا يتحقق مع شرط الخطية المطلوب لاختبار الانحدار



ملاحظة: الفرق بين الانحدار المتعدد التدرجى والانحدار المتعدد القياسي أن الأول يستبعد المتغيرات التي ليس لها أثر وهذا شيء مهم ، بينما الآخر لا يستبعدها .

الحالة الخامسة:

علاقة ارتباط + متغير رتبى + متغير كمى

علاقة ارتباط بين متغيرين رتبيين (الإحصاء لا برامتري)

في هذه الحالة نستخدم معامل الارتباط الرتبى سبيرمان

أو علاقه ارتباط + متغير كمى + متغير رتبى

علاقة ارتباط بين متغيرين كميين (وأحد شروط الإحصاء البرامتري غير محققة)

في هذه الحالة أيضا نستخدم معامل الارتباط الرتبى سبيرمان

أذا لم تتحقق أحد شروط الإحصاء البرامتري ننتقل إلى الإحصاء البديل وهو الإحصاء اللابرامتري وهو مجموعة من المعاملات التي لا تتطلب شروط معينة لاستخدامه ولكنها أقل دقة من معاملات الإحصاء البرامتري ودورها أيضا دراسة العلاقة الارتباطية المتغيرات والفرق بين المجموعات

ملاحظة: إذا اختر شرط واحد فقط من شروط الإحصاء البرامتري فإنه لا يمكن استخدامه ونلجأ إلى الإحصاء البديل وهو الإحصاء اللابرامتري.

1 - معامل سبيرمان:

مثال 1: عن فرضية الارتباط سبيرمان: لدراسة العلاقة بين متغيرين رتبيين

$$\text{توجد علاقة ارتباطية بين ترتيب طلبة قسم علم النفس في الإحصاء وترتيبهم في مادة القياس النفسي}$$

↓ ↓ ↓

$$\text{رتبى 2 = معامل سبيرمان} \quad + \quad \text{رتبى 1} \quad + \quad \text{علاقة}$$

نلاحظ في هذه الفرضية وجود علاقة ارتباطية بين متغيرين رتببين، في هذه الحالة نستخدم معامل سبيرمان للرتب.

مثال 2: عن فرضية الارتباط سبيرمان: لدراسة العلاقة بين متغيرين كميين ولكن أحد شروط الإحصاء البرامترى غير محققة وهي أن العينة غير عشوائية وإنما هي عينة قصدية

$$\text{توجد علاقة ارتباطية بين الذكاء والتحصيل الدراسي لدى ذوى الإعاقة البصرية}$$

↓ ↓ ↓

$$\text{عينة قصدية} = \text{معامل سبيرمان} \quad + \quad \text{كمي 1} \quad + \quad \text{كمي 2}$$

نلاحظ في هذه الفرضية وجود علاقة ارتباطية بين متغيرين كميين، ولكن العينة قصدية (ذوى الإعاقة البصرية) وبالتالي لم يتحقق شرط العشوائية في اختيار العينة، وبالتالي لا يمكن استخدام معامل بيرسون ونستخدم بدليه معامل سبيرمان.

مثال 3: عن فرضية الارتباط سبيرمان: لدراسة العلاقة بين متغيرين أحدهما رتبى والآخر كمي

$$\text{توجد علاقة ارتباطية بين ترتيب الطلبة علم النفس في مادة الإحصاء وتحصيلهم الدراسي}$$

↓ ↓ ↓

$$\text{كمي 2 = معامل سبيرمان} \quad + \quad \text{رتبى 1} \quad + \quad \text{علاقة}$$

نلاحظ في هذه الفرضية وجود علاقة ارتباطية بين متغيرين أحدهما رتبى والآخر كمي، في هذه الحالة نستخدم معامل سبيرمان للرتب.

إن معامل الارتباط بيرسون يمكن تطبيقه تحت جملة من الشروط (شروط الإحصاء البرامترى)، منها أن البيانات تتبع التوزيع الطبيعي ، وأن مستوى القياس فئوي أي البيانات كمية، فإذا لم يتحقق أي شرط من الشروط لا يمكن استخدامه، ونلجأ إلى المعامل البديل وهو معامل الارتباط سبيرمان للرتب خصوصاً أن هذا المعامل لا يضع شروطاً صعبة حول المتغيرات. إذا يمكن استخدامه في هاتين الحالتين هما: (أبو زينة وآخرون،

معامل ارتباط سبيرمان للرتب Spearman Correlation Coefficient يستخدم لإيجاد العلاقة بين متغيرين رتبويين خلافاً لمعامل ارتباط بيرسون، فلا يشترط ترتيب معين، فيتم استخدام معامل ارتباط سبيرمان للقيم الترتيبية مثل: (مقبول، جيد، جيد جداً، ممتاز)، (أوفق، أوفق في الغالب، محابي، لا أوفق في الغالب، لا أوفق)، وفي هذه الحالة يتم ترتيب القيم المرتبة لكل متغير بدلاً من القيم الفعلية للمتغيرات، أي أنه يتم تحويل القيم الأصلية إلى ترتيباتها أي إلى أرقام؛ حتى يتم حساب معامل الارتباط.

✓ شروطه:

- متغيرين رتبويين
 - مستوى القياس رتبوي
 - إحصاء لابرامتي
 - قيمته تتراوح بين -1 و +1
 - من الأحسن أن تكون العينة أقل من 30.
- ✓ أنواع العلاقة بين المتغيرات: يشتراك مع معامل بيرسون في اتجاه وقوة العلاقة.

أ- اتجاه العلاقة:

هناك علاقة موجبة وهناك علاقة سالبة، فإذا تحصلنا على قيمة موجبة لمعامل الارتباط دل ذلك على وجود علاقة طردية، أي أن الزيادة في المتغير X تكون متبوعة بالزيادة في المتغير Y والعكس صحيح

ب- قوة العلاقة:

في أغلب معاملات الارتباط تتحصر قيمة هذا المعامل (-1) و (+1)، فإذا قيمة معامل الارتباط تساوي (+1) فمعنى ذلك أن الارتباط بين المتغيرين طردي تام، وهو أقوى أنواع الارتباط الطردي بين المتغيرين، وإذا كانت قيمة معامل الارتباط تساوي (-1) فمعنى ذلك أن الارتباط بين المتغيرين عكسي تام، وهو أقوى أنواع الارتباط العكسي، ويمكن أن تكون القيمة صفرية؛ وذلك يؤدي إلى أنه لا يوجد علاقة من الأساس.

(فلاح وغريبية، 2010، ص، 128)

$$r_s = 1 - \frac{6 \sum D^2}{N(N^2 - 1)}$$

ويمكن حسابه بالمعادلة التالية:

حيث : 1 و 6 قيم ثابتة

D: الفرق بين رتب نفس الفرد في المتغير X و المتغير Y

D^2 : مربع الفرق بين رتب نفس الفرد في المتغير X و المتغير Y

N: حجم العينة

ثم إيجاد r_s الجدولية عند درجة الحرية (df) = حجم العينة N ومقارنتها مع r_s المحسوبة عند مستوى الدلالة 0.05.

خطوات حسابیہ:

- 1- نرتب قيم المتغيرين من أصغر إلى أكبر قيمة
 - 2- نعطي رتبًا لقيم بعد ترتيبها، حيث نعطي الرتبة 01 للقيمة الأقل ونتصاعد إلى القيمة الأعلى
 - 3- في حالة تساوي قيمتين أو أكثر ، نقوم بحساب المتوسط الحسابي للرتب ، وبعدها نعطي هذه القيمة المترتب عليها لكل القيم المتساوية.
 - 4- تطبيق المعادلة وحساب قيمة r_s ، ثم إيجاد r_s الجدولية عند درجة الحرية $(df) = \text{حجم العينة} - 1$ ومقارنتها مع r_s المحسوبة عند مستوى الدلالة 0.05.

2- حساب معامل الارتباط سيرمان يدوياً :

مثال تطبيقي:

لدينا البيانات التالية لتقديرات 7 طلبة في مادتي الإحصاء X والرياضيات Y

المطلوب:

هل هناك علاقة ارتباطية بين ترتيب الطلبة في مادة الإحصاء وترتيبهم في مادة الرياضيات
الحل:

١- نرتّب قيم المتغيرين من أصغر إلى أكبر قيمة

الإحصاء X	رتبة X	الرياضيات Y	رتبة Y
جيد	3	جيد جداً	5
مقبول	2	مقبول	1
ممتاز	7	جيد جداً	6
جيد	4	جيد	2
جيد جداً	6	جيد	3
مقبول	1	جيد	4
جيد	5	ممتاز	7

2- نلاحظ أن هناك تقديرات مكررة ، فنضع لها قيم جديدة هي متوسط هاته الرتب في تقديرات \bar{x} نلاحظ أن:

$$4 = \frac{3+4+5}{3} = \frac{\text{مجموع القيم}}{\text{عدد}} = 3 \text{ تقييرات جيد، نحسب متوسطهم الحسابي}$$

$$1.5 = \frac{1+2}{2} = \frac{\text{مجموع القيم}}{\text{عدد}} = 2 \text{ تقييرات مقبول، نحسب متوسطهم الحسابي}$$

في تقييرات ٧ نلاحظ أن:

$$3 = \frac{2+3+4}{3} = \frac{\text{مجموع القيم}}{\text{عدد}} = 3 \text{ تقييرات جيد، نحسب متوسطهم الحسابي}$$

$$5.5 = \frac{5+6}{2} = \frac{\text{مجموع القيم}}{\text{عدد}} = 2 \text{ تقييرات جيد جداً، نحسب متوسطهم الحسابي}$$

فيصبح الترتيب على الشكل التالي:

D ²	D	رتبة Y	الرياضيات Y	رتبة X	الإحصاء X
2.25	1.5-	5.5	جيد جداً	4	جيد
0.25	0.5	1	مقبول	1.5	مقبول
2.25	1.5	5.5	جيد جداً	7	ممتاز
1	1	3	جيد	4	جيد
9	3	3	جيد	6	جيد جداً
2.25	1.5-	3	جيد	1.5	مقبول
9	3	7	ممتاز	4	جيد
26					Σ

3- نقوم بحساب D وهو الفرق بين رتب نفس الفرد في المتغير X و المتغير Y ثم نحسب D^2 ، ونحسب مجموع D^2

4- حساب الارتباط سبيرمان بالمعادلة التالية:

r_s = 1 - \frac{6 \sum D^2}{N(N^2 - 1)}

$$r_s = 1 - \frac{6 \times 26}{7(7^2 - 1)} = 1 - \frac{156}{336} = 1 - 0.46 = 0.53$$

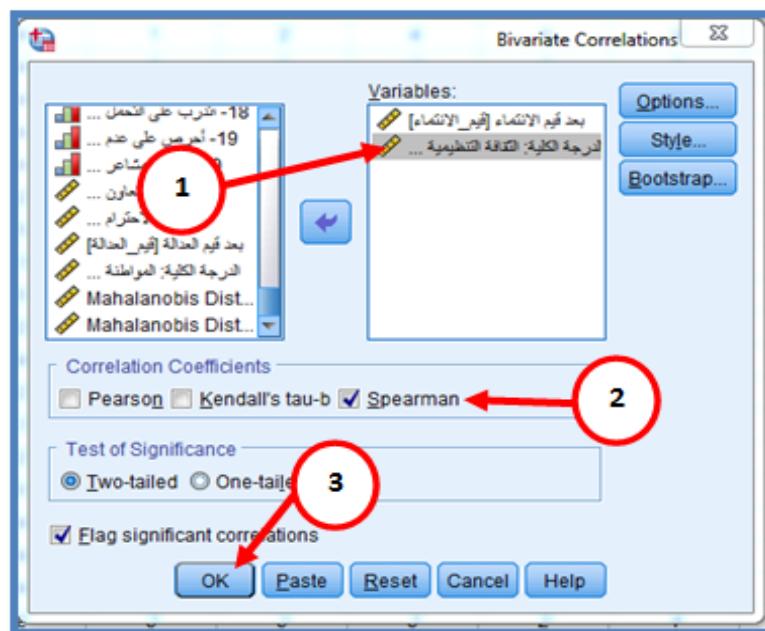
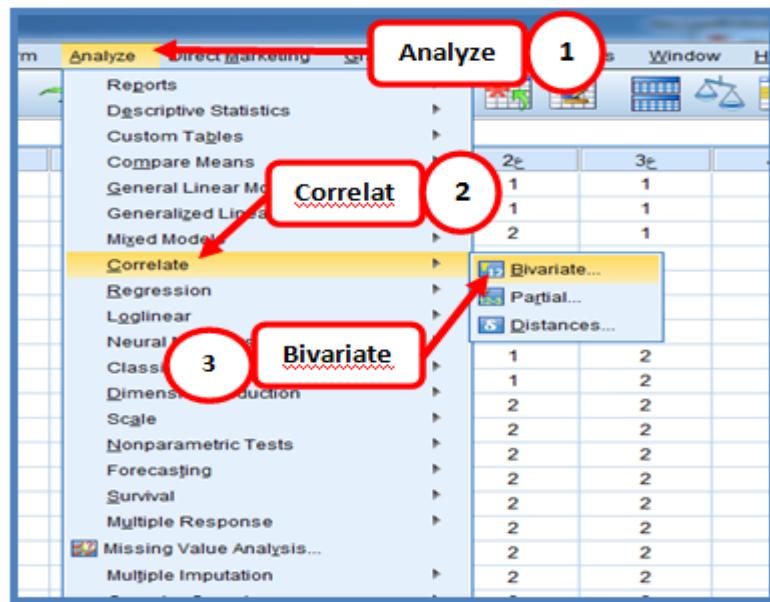
5- لدينا r_s الجدولية تساوي 0.786 عند درجة الحرية (df) = حجم العينة N = 7 عند مستوى الدلالة 0.05 وهي أكبر من r_s المحسوبة 0.53. فإننا نقبل الفرض الصافي ونقبل البديل ..
النتيجة: لا توجد علاقة ارتباطية ذات دلالة إحصائية بين ترتيب الطلبة في مادة الإحصاء وترتيبهم في مادة الرياضيات، وغير دال إحصائياً.

4 حساب معامل الارتباط سبيرمان باستخدام Spss

لحساب معامل الارتباط سبيرمان نتبع الخطوات التالية:

Analyze → Correlate →Bivariate

فيظهر مربع حواري نقوم فيه بنقل المتغيرين (بعد الانتماء، الثقافة التنظيمية) المراد حساب ارتباطها إلى خانة Variable ثم نختار Spearman ثم نختار Ok.



فقط يظهر لنا جدول يوضح قيمة معامل الارتباط سبيرمان وقيمة مستوى الدلالة الإحصائية في صفحة .Output

		Correlations	
		الدرجة الكلية: الثقافة التنظيمية	
Spearman's rho	بعد فهم الانتماء	Correlation Coefficient	1.000 .845
		Sig. (2-tailed)	.000
	N	50	50
الدرجة الكلية: الثقافة التنظيمية		Correlation Coefficient	.845** 1.000
		Sig. (2-tailed)	.000
	N	50	50

**. Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

فقط يظهر مجموعة من القيم أهمها:

$R = 0.84$ قيمة معامل الارتباط وهو ارتباط طردي قوي.
إذا كانت $Sig < 0.05$ فهذا يدل على أن الارتباط دال إحصائيا
إذا كانت $Sig \geq 0.05$ فهذا يدل على أن الارتباط غير دال إحصائيا

الحالة السادسة:

علاقة ارتباط + متغير اسمي (تقسيمه ثانوي) + متغير اسمي (تقسيمه ثانوي)

علاقة ارتباط بين متغيرين اسميين تقسيمهمما ثانوي (4 مجموعات وإحصاء لا برماتري)

في هذه الحالة نستخدم معامل الارتباط فاي Φ

- معامل فاي Φ :

مثال 1: عن فرضية الارتباط فاي: لدراسة العلاقة بين متغيرين اسميين لهما تقسيم ثانوي
- توجد علاقة ارتباطية بين الجنس (ذكر، أنثى) والميل إلى التدخين (يدخن، لا يدخن).
↓ ↓ ↓ ↓
علاقة + اسمي 1 مجموعتين + اسمي 2 مجموعتين = معامل فاي

نلاحظ في هذه الفرضية وجود علاقة ارتباطية بين متغيرين اسميين، الأول الجنس له تقسيم ثانوي (ذكر، أنثى) والثاني التدخين له أيضا تقسيم ثانوي (يدخن، لا يدخن) في هذه الحالة نستخدم معامل الارتباط فاي.

مثال 2: - توجد علاقة ارتباطية بين الحضور للدروس (حاضر، غائب) والنجاح (ناجح، راسب) نلاحظ أيضا في هذه الفرضية وجود علاقة ارتباطية بين متغيرين اسميين، الأول الحضور للدروس له تقسيم ثانوي (حاضر، غائب) والثاني النجاح له أيضا تقسيم ثانوي (ناجح، راسب) في هذه الحالة أيضا نستخدم معامل الارتباط فاي.

وهو معامل يستخدم لقياس الارتباط بين متغيرين اسميين، وهاديين المتغيرين تقسيمهما ثانوي أي أن المتغير المستقل اسمي ينقسم إلى فئتين فقط، والمتغير التابع اسمي وينقسم إلى فئتين فقط، وهذا معناه أن المتغيرين منفصلين انفصال ثانوي أي عبارة عن أربع مجموعات 2×2 وأن البيانات من النوع الاسمي على شكل تكرارات. ويرمز له بالرمز φ .

شروطه:

- متغيرين اسميين
- لهما تقسيم ثانوي وكل واحد منها خيارين
- إحصاء لابرامتي
- قيمته تتراوح بين 0 و +1

$$r_{\varphi} = \frac{ad - bc}{\sqrt{(a+b)(c+d)(a+c)(b+d)}}$$

ويمكن حسابه بالمعادلة التالية:

إيجاد قيم a b c d 1

الفئة 02	الفئة 01	المتغير الأول	المتغير الثاني
b	a	01	01
d	c	02	02

- a: تكرارات الفئة 01 مع الفئة 01
- b: تكرارات الفئة 02 مع الفئة 01
- c: تكرارات الفئة 01 مع الفئة 02
- d: تكرارات الفئة 02 مع الفئة 02

- إيجاد الدلالة الإحصائية من خلال حساب قيمة Z (القيمة المعيارية) ومقارنتها مع Z الجدولية حيث $Z = \varphi\sqrt{n}$ ، حيث φ معامل فاي و n عدد أفراد العينة.

- إذا كانت Z الجدولية أكبر من Z المحسوبة فإننا نقبل الفرض الصفي ونرفض البديل أي عدم وجود علاقة ارتباطية أي أن الارتباط غير دال إحصائياً.

- إذا كانت Z الجدولية أصغر من Z المحسوبة فإننا نرفض الفرض الصفي ونقبل الفرض البديل أي وجود علاقة ارتباطية بين المتغيرين أي أن الارتباط دال إحصائياً.

2 - حساب معامل الارتباط فاي φ يدوياً:

مثال تطبيقي:

في دراسة أجريت على 31 شخصاً، انطلق الباحث من فرضية تقول لا توجد علاقة بين الجنس والميل إلى التدخين وللتتأكد من صحة هذه الفرضية جمع بياناته ونظمها في الجدول التالي:

Σ	أنثى	ذكر	الجنس \ التدخين
يدخن	b 5	a 9	
لا يدخن	d 13	c 4	
Σ	18	13	

المطلوب: حساب معامل الارتباط بين المتغيرين؟

أولاً: حساب معامل الارتباط فاي φ : من خلال المعادلة التالية:

$$\begin{aligned} r_{\varphi} &= \frac{ad - bc}{\sqrt{(a+b)(c+d)(a+c)(b+d)}} = \frac{9 \times 13 - 5 \times 4}{\sqrt{(9+5)(4+13)(9+4)(5+13)}} \\ &= \frac{97}{\sqrt{55692}} = \frac{97}{235.99} = \mathbf{0.41} \end{aligned}$$

من خلال قيمة $r_{\varphi} = 0.41$ نلاحظ أن الارتباط ضعيف ولكن هل هو دال إحصائياً أو لا؟

ثانياً: حساب قيمة Z (القيمة المعيارية) ومقارنتها مع Z الجدولية

$$Z = \varphi\sqrt{n} = 0.41\sqrt{31} = \mathbf{2.27}$$

إيجاد قيمة Z :

1 - لدينا مستوى الدلالة 0.05 أي 95% تصبح =

القيمة المناظرة أفقيا هي 1.9

والقيمة المناظرة عموديا هي 0.06

ومنه فإن قيمة $Z = 0.06 + 1.9 = \mathbf{1.96}$ نقارنها بالمحسوبة

كانت Z الجدولية تساوي 1.96 أقل من Z المحسوبة التي تساوي 2.27 فإننا نرفض الفرض الصفرى ونقبل البديل أي نأكذ وجود علاقة ارتباطية بين المتغيرين أي أن الارتباط دال إحصائيا.

3- حساب معامل الارتباط فاي ϕ باستخدام SPSS

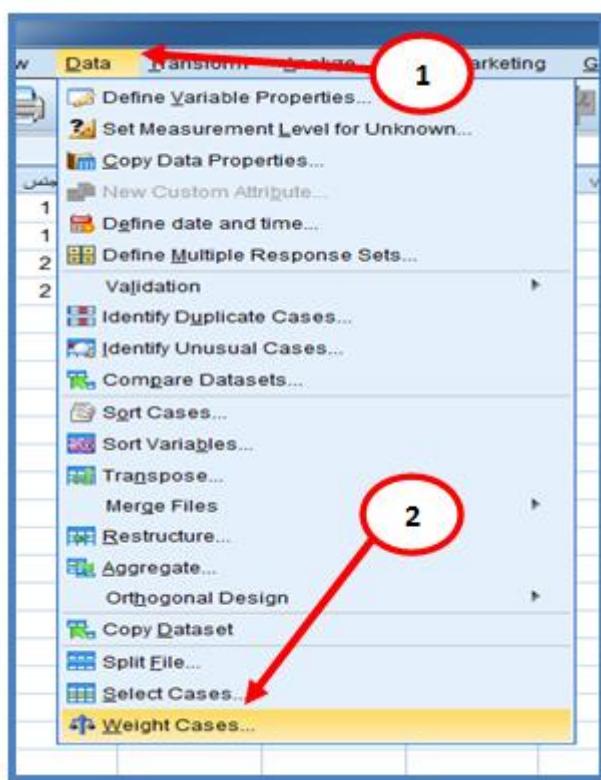
(نأخذ بيانات نفس المثال السابق) فتكون البيانات مشابهة للجدول في المثال السابق على هذا الشكل

الجنس	التدخين	النكرارات
1	1	9
1	2	4
2	1	5
2	2	13

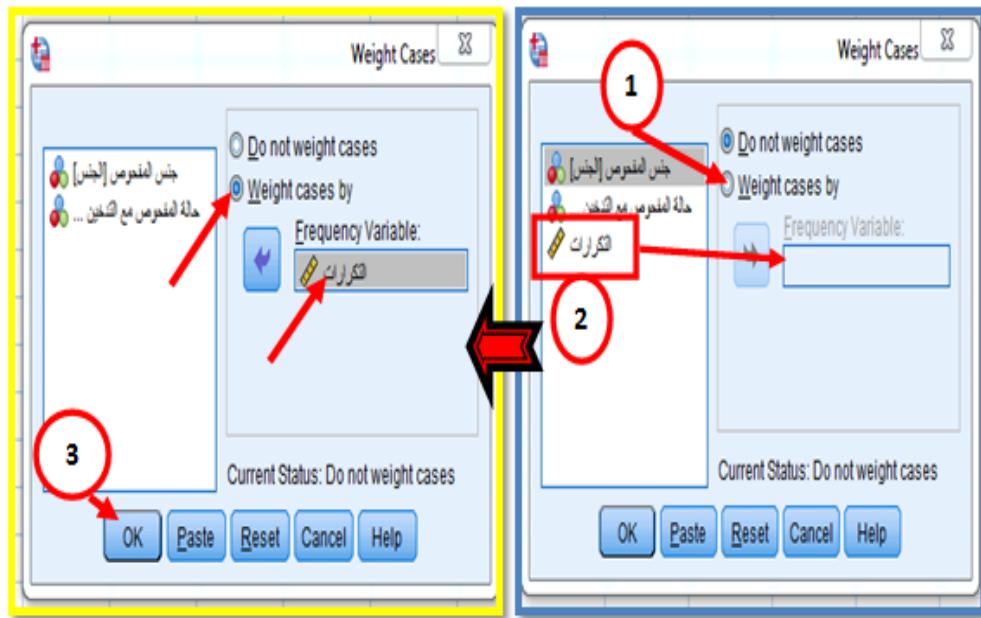
لحساب معامل الارتباط فاي نتبع الخطوات التالية:

أولا يجب تعريف البرنامج أن المتغير الثالث (النكرارات) تمثل تكرارات هاذين المتغيرين حتى يتعامل البرنامج مع ذلك بالخطوات التالية:

Data → Weight Cases

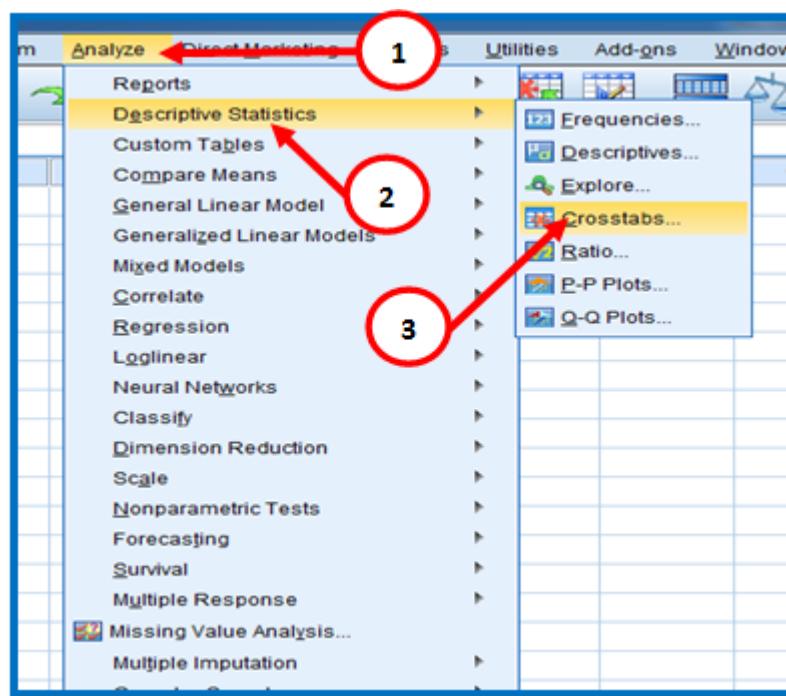


فيظهر مربع حواري نقوم فيه بالضغط على خانة **Weight Cases by**, ونقوم أيضا بنقل **Frequency Variable** (النكرارات) لخانة **Ok**, ثم **Weight Cases...**

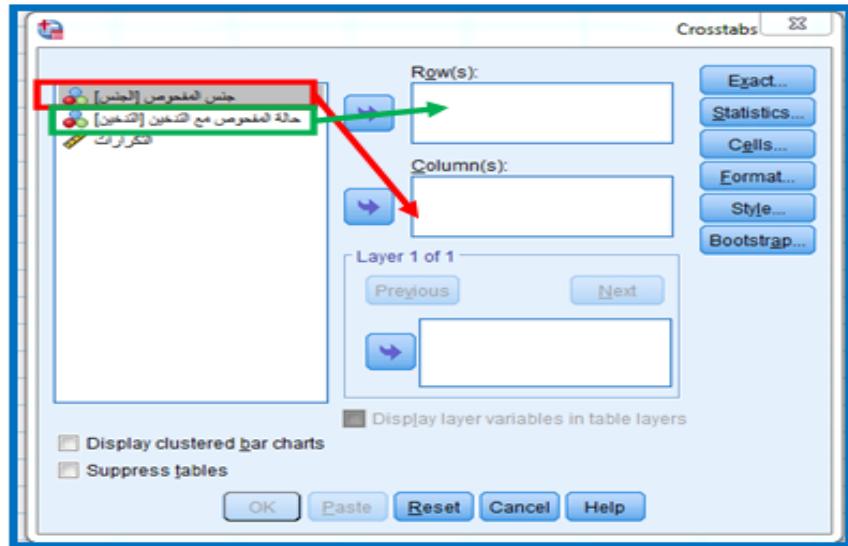


ثانياً نقوم بحساب معامل الارتباط فاي كالتالي:

Analyze → Descriptive Statistics → Crosstabs

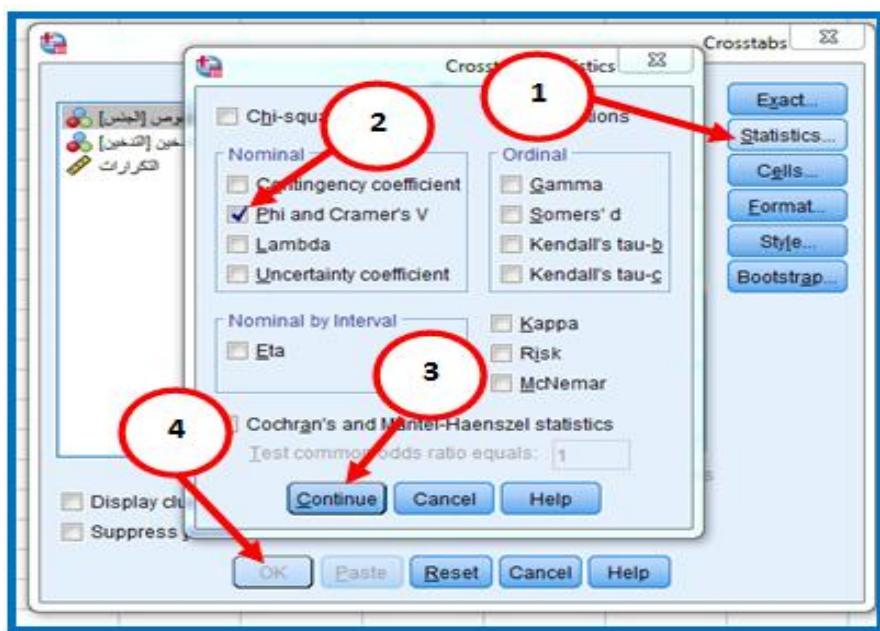


فيظهر مربع حواري نقوم فيه بنقل متغير الجنس إلى **Column(s)** (الأعمدة) ونقل متغير التدخين إلى **Row(s)** (الصفوف)



ثم نختار أيقونة Phi and Cramer V في ظهر لنا مربع حواري نختار منه

Ok ثم Continue



فقط ظهر لنا عدة جداول في صفحة Output

الجدول الأول: هو نفسه الجدول الذي قمنا بإعداده والمقدم في المطبيات

Crosstabulation				
		جنس المفحوص		
		ذكر	انثى	Total
حالات المفحوص مع التدخين		9	5	14
لا يدخن		4	13	17
Total		13	18	31

الجدول الثاني: وهو المهم ويحتوي على مجموعة من القيم وهي كالتالي:

Phi : 0.41 وهي قيمة معامل فاي

Sig : 0.02 وهي قيمة الدلالة الإحصائية وهي أقل من مستوى الدلالة 0.05 وبالتالي فهي دالة إحصائية،

إذا فإننا نرفض الفرض الصفي ونقبل البديل أي نؤكد وجود علاقة ارتباطية ذات دلالة إحصائية بين

الجنس والتدخين أي علاقة ارتباطية طردية ضعيفة دالة إحصائية.

Symmetric Measures		
	Value	Approximate Significance
Nominal by Nominal	Phi .411	.022
	Cramer's V .411	.022
N of Valid Cases	31	

الحالة السابعة:

علاقة ارتباط + متغير اسمي + متغير اسمي (الأددهما على الأقل تقسيم أكثر من ثانئي)

علاقة ارتباط بين متغيرين اسميين لأددهما على الأقل تقسيم أكثر من ثانئي (أي أكثر من 4

مجموعات وإحصاء لا برماتري)

في هذه الحالة نستخدم معامل كرامر χ^2

- معامل كرامر χ^2 :

مثال 1: عن فرضية الارتباط كرامر:

لدراسة العلاقة بين متغيرين اسميين لأددهما على الأقل تقسيم أكثر من ثانئي

توجد علاقة ارتباطية بين ممارسة كرة القدم (يمارس، لا يمارس، يمارسها أحيانا) ومشاهدة كرة القدم

(يشاهد، لا يشاهد، يشاهد أحيانا).

متغير اسمي

3 مجموعات

متغير اسمي

علاقة

3 مجموعات

نلاحظ في هذه الفرضية وجود علاقة ارتباطية بين متغيرين اسميين، الأول ممارسة كرة القدم له تقسيم ثلثي (يمارس، لا يمارس، يمارسها أحيانا) والثاني مشاهدة كرة القدم (يشاهد، لا يشاهد، يشاهد أحيانا) له تقسيم ثلثي أيضا أي كلاهما أكثر من ثانئي وبالتالي عدد الخانات سيكون $3 \times 3 = 9$ أكثر من 4 وفي هذه الحالة نستخدم معامل الارتباط كرامر.

معامل كرامر استحدث سنة 1946 وهو صورة مصغر لمعامل فاي وهو معامل يستخدم لقياس الارتباط بين متغيرين اسميين، وهاذين المتغيرين تقسيم أحدهما على الأقل أكثر من ثانية أي أن المتغير المستقل اسمي والتابع اسمي وعدد المجموعات أكثر من أربعة، وهذا معناه أن المتغيرين منفصلين لأحدهما أو لكليهما انفصال أكثر من ثانية أي عبارة بيانات اسمية منظمة في جداول توافق أكثر من 4 خانات أي $2 \times 3 = 6$ على الأقل، وأن البيانات من النوع الاسمي على شكل تكرارات. ويرمز له بالرمز **V** شروطه:

- متغيرين اسميين
 - لأحدهما على الأقل تقسيم أكثر من ثانية، أي لأحدهما على الأقل أكثر من خيارين
 - إحصاء لابرامتي
 - قيمته تتراوح بين 0 و + 1 (لا يكون سالبا، لا تظهر العلاقة هل طردية أم عكسية) (بوعلاق، 2009)
- ملاحظة:** معامل كرامر كمعامل الاتفاق إلا أن معامل الاتفاق يتأثر بحجم الجدول، فتضعف مصداقية نتائجه كلما تعددت الفئات (أكثر من 5 مثلا).

$$V = \sqrt{\frac{x^2}{n(f-1)}}$$

ويمكن حسابه بالمعادلة التالية:

$$x^2 = \sum \frac{(f_0 - f_e)^2}{f_e} \quad \text{حيث } x^2 : \text{كا}^2 \text{ (بالعربية)} \quad f_0 : \text{التكرارات المشاهدة (القيم الفعلية)}$$

$$f_e \text{ التكرارات المتوقعة} = \frac{\text{مجموع صف الخانة} \times \text{مجموع عمود الخانة}}{\text{المجموع الكلي}}$$

- n: عدد أفراد العينة
- f: عدد الصفوف أو عدد الأعمدة الأقل (مثال : إذا كان الجدول يتكون من 5 صفوف ومن 4 أعمدة نأخذ رقم 4)

2- حساب معامل الارتباط كرامر **V** يدويا:

مثال تطبيقي:

قام باحث بالقيام بدراسة من طرح التساؤل التالي : هل توجد علاقة بين الجنس ورأيهم حول التعديل الدستوري (وافق، معارض، غير مهتم)، وكانت النتائج كالتالي :

المطلوب: حساب القيمة معامل الارتباط بين جنس الأفراد ورأيهم حول تعديل الدستور؟ وتفسير النتيجة المتحصل عليها؟

Σ	غير مهم	معارض	موافق	الرأي حول التعديل	الجنس
13 ←	7	4	2	ذكر	
15	12	1	2	أنثى	
28 ←	19	5	4	Σ	

أولاً: إيجاد القيم المتوقعة f_e من خلال القيم المشاهدة f_0

$$f_e = \frac{\text{مجموع صف الخانة} \times \text{مجموع عمود الخانة}}{\text{المجموع الكلي}}$$

مثال: القيمة المشاهدة الأولى هي 2 قيمتها المتوقعة هي $1.85 = \frac{4 \times 13}{28}$. بهذه الطريقة نكمل باقي الجدول.

	$(f_0 - f_e)^2$	$f_0 - f_e$	القيم المتوقعة f_e	القيم المشاهدة f_0
0.01	0.02	0.15	$1.85 = \frac{4 \times 13}{28}$	2
1.21	2.82	1.68	$2.32 = \frac{5 \times 13}{28}$	4
0.37	3.31	1.82 -	$8.82 = \frac{19 \times 13}{28}$	7
4.67	0.01	0.14 -	$2.14 = \frac{4 \times 15}{28}$	2
1.04	2.78	1.67 -	$2.67 = \frac{5 \times 15}{28}$	1
0.32	3.34	1.83	$10.17 = \frac{19 \times 15}{28}$	12
7.62			Σ	

ثانياً: حساب معامل كرامر بتطبيق القانون وتعويض القيم الموجودة في الجدول:

حيث لدينا :

$$x^2 = \sum \frac{(f_0 - f_e)^2}{f_e} = 7.62$$

$$7.62 = x^2$$

$$28 = n$$

f: لدينا عدد الصفوف = 2 وعدد الأعمدة = 3، نأخذ الأقل = 2 نقوم بالتعويض في المعادلة

$$V = \sqrt{\frac{x^2}{n(f-1)}} = \sqrt{\frac{7.62}{28(2-1)}} = \sqrt{\frac{7.62}{28}} = \sqrt{0.27} = 0.51$$

تدل النتيجة على وجود علاقة متوسطة ويجب التأكد من دلالتها الإحصائية بمقارنتها بالقيمة الجدولية.

ثالثاً: إيجاد قيمة كرامر χ^2 الجدولية:

لدينا مستوى الدلالة 0.05

$$2 = 1 \times 2 = (1-2)(1-3) = (\text{عدد الأعمدة} - 1)(\text{عدد الصفوف} - 1)$$

ولدينا درجة الحرية = (عدد الأعمدة - 1)(عدد الصفوف - 1) = 0.51
ومنه فإن قيمة كرامر χ^2 الجدولية تساوي 0.175 وهي أقل من قيمة كرامر χ^2 المحسوبة التي تساوي 0.51، وبالتالي فإننا نرفض الفرض الصفرى ونقبل البديل أي نؤكّد وجود علاقة ارتباطية متوسطة دالة إحصائية بين المتغيرين.

3- حساب معامل الارتباط كرامر χ^2 باستخدام SPSS

(نأخذ بيانات نفس المثال السابق) فتكون البيانات مشابهة للجدول في المثال السابق على هذا الشكل

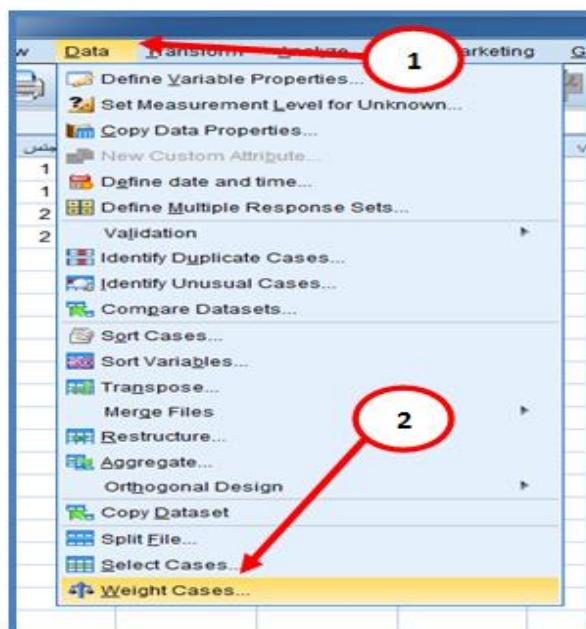
تعديل_الدستور	الجنس	النكرارات
معارض	ذكر	4
معارض	إناث	1
غير مهم	ذكر	7
غير مهم	إناث	12
موافق	ذكر	2
موافق	إناث	2

تعديل_الدستور	الجنس	النكرارات
1	1	4
1	2	1
2	1	7
2	2	12
3	1	2
3	2	2

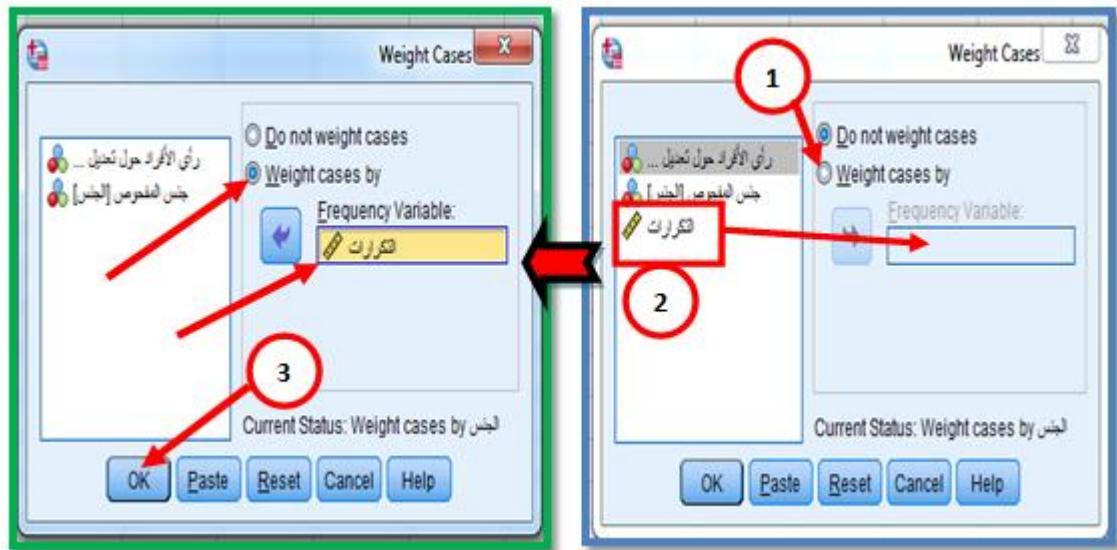
لحساب معامل الارتباط كرامر نتبع الخطوات التالية:

أولاً يجب تعريف البرنامج أن المتغير الثالث (النكرارات) تمثل تكرارات هاذين المتغيرين حتى يتعامل البرنامج مع ذلك بالخطوات التالية:

Data → Weight Cases

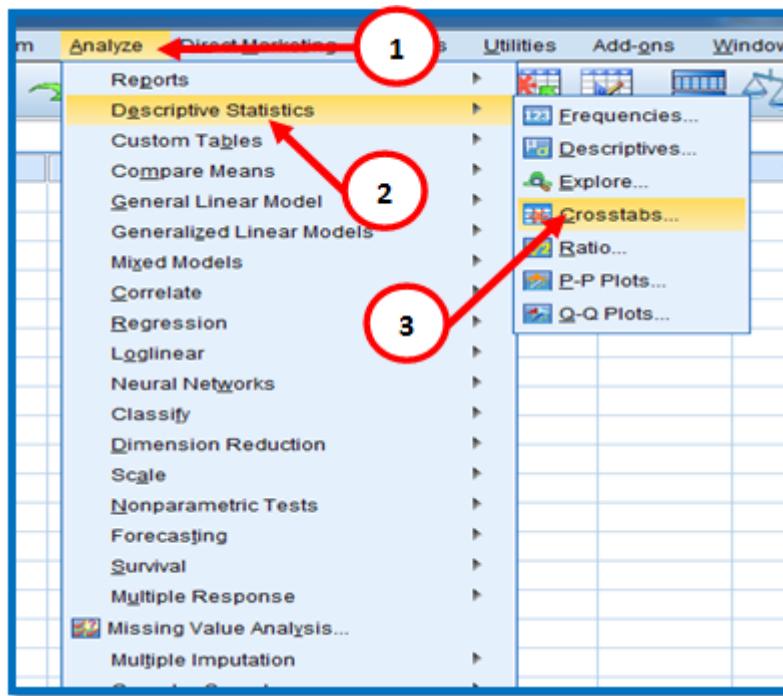


فيظهر مربع حواري نقوم فيه بالضغط على خانة **Weight Cases by**، ونقوم أيضاً بنقل (التكرارات) لخانة **Frequency Variable** ثم **Ok**

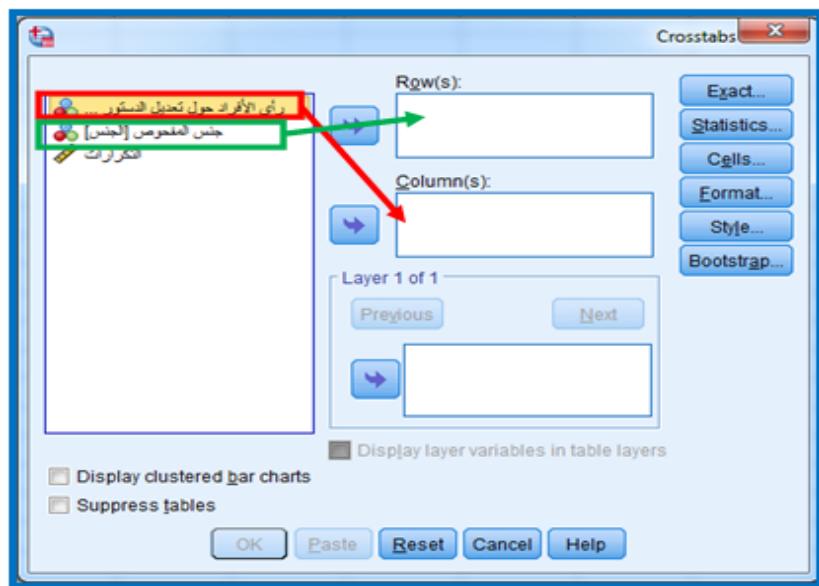


ثانياً نقوم بحساب معامل الارتباط كرامر كالتالي:

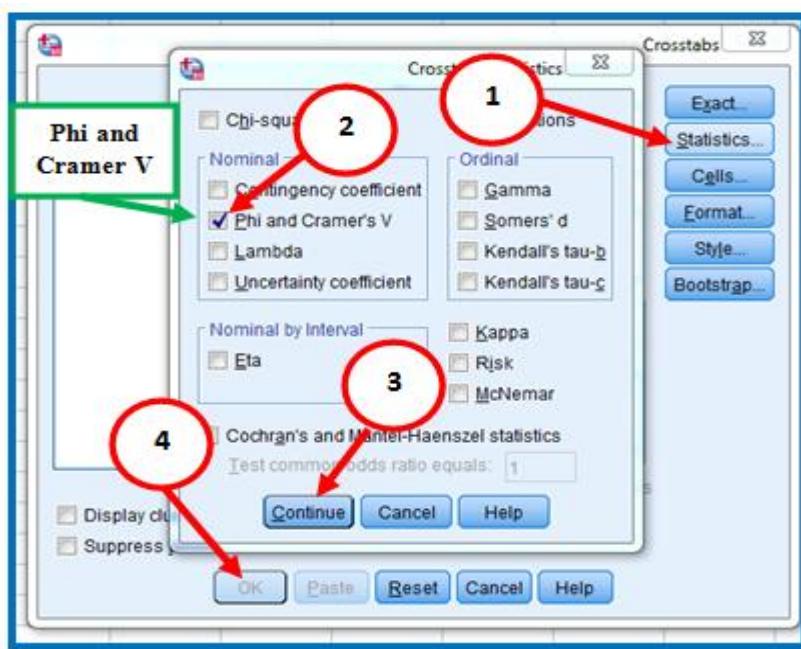
Analyze → Descriptive Statistics → Crosstabs



فيظهر مربع حواري نقوم فيه بنقل متغير تعديل الدستور إلى **Column(s)** (الأعمدة) ونقل متغير الجنس إلى **Row(s)** (الصفوف)



ثم نختار أيقونة Phi and Cramer V في ظهر لنا مربع حواري نختار منه Ok ثم Continue



فظهر لنا عدة جداول في صفحة Output
الجدول الأول: هو نفسه الجدول الذي قمنا بإعداده والمقدم في المعطيات

Crosstabulation جنس المفحوص * رأي الأفراد حول تعديل الدستور					
		رأي الأفراد حول تعديل الدستور			
		معارضن	غير مهتم	موافق	Total
جنس المفحوص	ذكر	4	7	2	13
	أنثى	1	12	2	15
Total		5	19	4	28

الجدول الثاني: وهو المهم ويحتوي على مجموعة من القيم وهي كالتالي:

Cramer : 0.51 وهي قيمة معامل كرامر

Sig : 0.024 وهي قيمة الدلالة الإحصائية وهي أقل من مستوى الدلالة 0.05 وبالتالي فهي دالة إحصائية، إذا فإننا نرفض الفرض الصفرى ونقبل البديل أي نؤكد وجود علاقة ارتباطية ذات دلالة إحصائية بين الجنس والرأي حول تعديل الدستور أي علاقة ارتباطية طردية متوسطة دالة إحصائية.

Symmetric Measures		Value	Approximate Significance
Nominal by Nominal	Phi	.512	.024
	Cramer's V	.512	.024
N of Valid Cases		28	

الحالة الثامنة:

علاقة ارتباط + متغير كمي + متغير اسمى (ذو تقسيم ثانى حقيقى)

علاقة ارتباط بين متغيرين أحدهما كمي والآخر اسمى (ذو تقسيم ثانى حقيقى)

في هذه الحالة نستخدم معامل الارتباط الثنائى الحقيقى (الطبيعى) (معامل الارتباط بايسيرياالطبيعى)

1- معامل الارتباط الثنائى الحقيقى (الطبيعى): (معامل الارتباط بايسيرياالطبيعى)

ويسمى أيضا المتسلسل ذو النقطة **Point Biserial correlation**

مثال: عن فرضية الارتباط الثنائى الطبيعى (الحقيقى) (معامل الارتباط بايسيرياالطبيعى):

- توجد علاقة ارتباطية بين درجات التحصيل الدراسي و نطء إقامة الطالب (داخلي، خارجي)

↓ ↓ ↓ ↓
متغير اسمى متغير كمي مجموعتان تقسيمهما حقيقى علاقه

= معامل الارتباط الثنائى الحقيقى (معامل الارتباط بايسيرياالطبيعى)

نلاحظ في هذه الفرضية وجود علاقة ارتباطية بين متغيرين، الأول متغير تابع كمي (التحصيل) والثاني متغير مستقل اسمى (نطء الإقامة) والمتغير الاسمي ذو تقسيم ثانى (داخلى ، خارجى) وهذا التقسيم يعتبر

تقسيم حقيقي لأن الطالب في الجامعة إما أن يكون مقيم أو غير مقيم لا يوجد احتمال آخر. وعليه نستخدم في هذه الحالة معامل الارتباط الثنائي الحقيقي (معامل الارتباط بايسيرياال الطبيعي).

وهو معامل نقوم من خلاله بإيجاد العلاقة الارتباطية بين متغيرين أحدهما كمي والآخر اسمى ذو تقسيم ثنائي، على أن يكون هذا التقسيم الثنائي تقسيم حقيقي، أي لا يتدخل الباحث في عملية تقسيم المتغير الاسمي فتقسيمه طبيعي وبسيط وتلقائي كالجنس مثلاً ينقسم إلى ذكور وإناث ولا يحتاج أي نتائج أو اجتهاد في عملية التقسيم. ويرمز له بالرمز R_{bp} . ويعتبر نموذج مصغر لمعامل الارتباط بيرسون ويحسب بنفس طريقة.

شروطه:

- متغيرين أحدهما بياناته كمية والثاني بياناته اسمية
- أن يكون تقسيم المتغير الاسمي ثنائي أي يتكون من مجموعتين (ناجح، راسب) (صحيح، خطأ)
- أن يكون تقسيم المتغير الاسمي تقسيم حقيقي (طبيعي)
- درجة الحرية $df = n-2$
- إذا كان متوسط المجموعتين متساوين فإن الارتباط يكون منعدماً.

$$R_{bp} = \frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{s} \sqrt{\frac{n_1 n_2}{N(N-1)}}$$

ويمكن حسابه بالمعادلة التالية:

حيث :

\bar{X}_1 : المتوسط الحسابي للمجموعة الأولى

\bar{X}_2 : المتوسط الحسابي للمجموعة الثانية

n_1 : عدد أفراد عينة المجموعة الأولى

n_2 : عدد أفراد عينة المجموعة الثانية

N : عدد أفراد كل العينة (المجموعة الأولى + المجموعة الثانية)

$$S = \sqrt{\frac{\sum X^2 - \frac{\sum(X)^2}{N}}{N-1}}$$

S: الانحراف المعياري والذي يمكن حسابه بالمعادلة التالية:

حيث X تمثل بيانات كل أفراد العينة (المجموعة الأولى والمجموعة الثانية)

و N: تمثل عدد أفراد كل العينة (المجموعة الأولى + المجموعة الثانية)

2- حساب معامل الارتباط الثنائي الطبيعي (ال حقيقي) (معامل الارتباط بايسيريا الطبيعي)

يدوياً: R_{bp}

مثال تطبيقي:

لدراسة العلاقة الارتباطية بين التحصيل الدراسي ونمط إقامة الطالب (داخلي ، خارجي) على عينة مكونة من 10 طلاب بقسم عل النفس تحصلنا على النتائج التالية:

درجات التحصيل الدراسي							نمط الإقامة
7	9	7	16	11	12	داخلي	
		9	10	11	12	خارجي	

المطلوب: هل توجد علاقة ارتباطية بين التحصيل الدراسي ونمط إقامة الطالب؟

الحل:

نلاحظ أن : - المتغير المستقل هو نمط الإقامة وهو متغير اسمي وذو تقسيم ثانوي حقيقي

- المتغير التابع هو التحصيل الدراسي وهو متغير كمي

إذا الأسلوب الإحصائي لقياس هذا الارتباط يكون معامل الارتباط الثنائي الطبيعي (ال حقيقي) (معامل الارتباط بايسيريا الطبيعي)

أولاً: نقوم بترميز متغير الإقامة: ولتكن 2 داخلي ، 1 خارجي

ثانياً: نقوم بتبويب البيانات في الجدول:

X^2	(كل القيم) X	التحصيل x2	التحصيل x1	نمط الإقامة	الطلبة
144	12	12		(داخلي) 2	1
121	11	11		2	2
256	16	16		2	3
49	7	7		2	4
81	9	9		2	5
49	7	7		2	6
144	12		12	1 (خارجي)	7
121	11		11	1	8
100	10		10	1	9
81	9		9	1	10
1146	104	62	42	Σ	
		10.33	10.5		X

ثالثاً: نقوم بحساب الانحراف المعياري من المعادلة التالية :

$$S = \sqrt{\frac{\sum X^2 - \frac{\sum(X)^2}{N}}{N-1}} = \sqrt{\frac{1146 - \frac{104^2}{10}}{10-1}} = \sqrt{\frac{1146 - 1081.6}{9}} = \sqrt{7.15} = 2.67$$

رابعاً: حساب معامل الارتباط الثنائي الحقيقي (بايسيرياال الطبيعي) بالمعادلة التالية:

$$R_{bp} = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{s} \sqrt{\frac{n_1 n_2}{N(N-1)}} = \frac{10.5 - 10.33}{2.67} \sqrt{\frac{6 \times 4}{10(10-1)}} = 0.06 \times 0.50 = 0.03$$

تدل النتيجة على عدم وجود علاقة وهي شبه منعدمة و يجب التأكيد من دلالتها الإحصائية بمقارنتها بالقيمة الجدولية (جدول معامل بيرسون)

خامساً: إيجاد قيمة معامل الارتباط الثنائي الطبيعي (ال حقيقي) (بايسيرياال الطبيعي) R_{bp} الجدولية: من أجل التأكيد من الدلالة الإحصائية.

لدينا مستوى الدلالة 0.05

ولدينا درجة الحرية $8 = 10 - 2 = n - 2 = df$

ومنه فإن قيمة معامل الارتباط الثنائي الطبيعي (ال حقيقي) R_{bp} الجدولية تساوي 0.63 وهي أكبر من قيمة معامل الارتباط الثنائي الطبيعي (ال حقيقي) R_{bp} المحسوبة التي تساوي 0.03، وبالتالي فإننا نقبل الفرض الصافي ونرفض البديل أي نؤكد عدم وجود علاقة ارتباطية دالة إحصائيا بين التحصيل الدراسي ونوع الإقامة.

3- حساب معامل الارتباط الثنائي الطبيعي (ال حقيقي) (بايسيرياال الطبيعي) R_{bp} باستخدام : Spss

وهو صورة مصغرة لمعامل الارتباط بيرسون، لهذا نقوم بحساب معامل بيرسون في هذه الحالة ويعتبر معامل بايسيرياال الطبيعي لدينا البيانات التالية":

درجات التحصيل الدراسي							نط الإقامة
داخلي	خارجي	12	11	16	7	9	
		12	11	10	9		

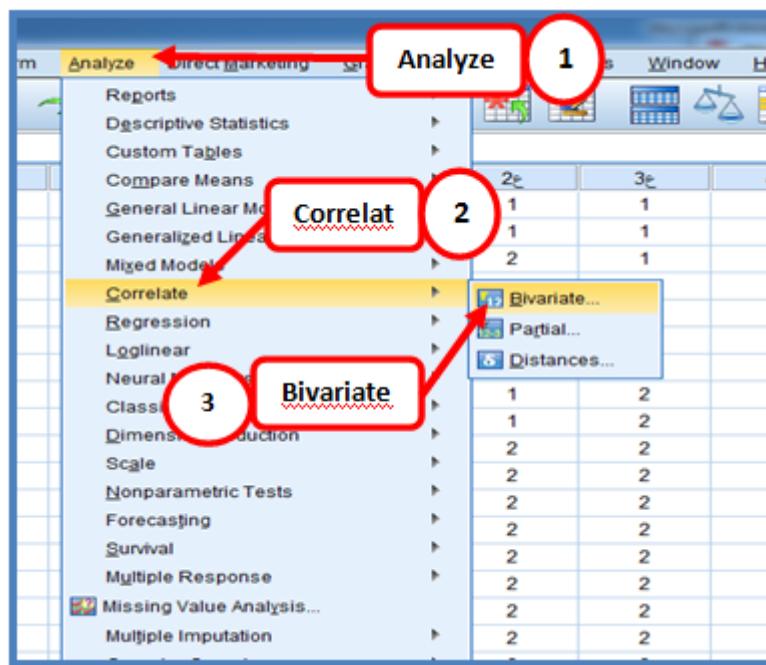
أولاً : نقوم بإدخال البيانات للبرنامج بهذا الشكل

	Name	Type	Width	Decimals	Label	Values	Missing	Columns	Align	Measure	Format
1	الإقامة	Numeric	8	0		[1, خارجي]	None	8	Right	Nominal	Int
2	الدرجة	Numeric	8	2		None	None	8	Right	Scale	Int
3											

	الإقامة	الدرجة	
1	1	12.00	
2	1	11.00	
3	1	16.00	
4	1	7.00	
5	1	9.00	
6	1	7.00	
7	2	12.00	
8	2	11.00	
9	2	10.00	
10	2	9.00	

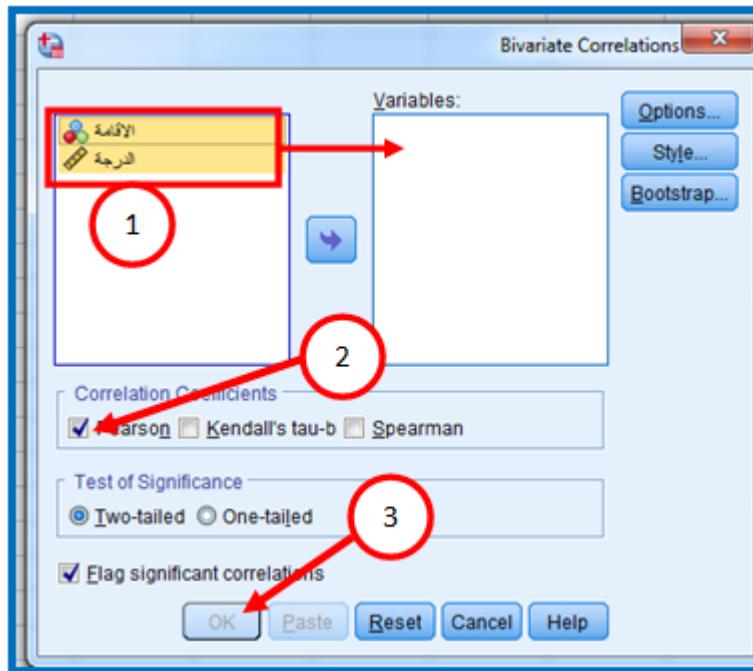
لحساب معامل الارتباط بيرسون نتبع الخطوات التالية:

Analyze → Correlate →Bivariate



فيظهر مربع حواري نقوم فيه بنقل المتغيرين (الإقامة، الدرجة) المراد حساب ارتباطها إلى خانة

.Ok ثم Person ثم Variable



فقط يظهر لنا جدول يوضح قيمة معامل الارتباط وقيمة مستوى الدلالة الإحصائية في صفحة **Output**.

Correlations		
	الدرجة	الإقامة
الدرجة	Pearson Correlation 1 .032	.930
	Sig. (2-tailed) .930	
N	10	10
الإقامة	.032	1
	Sig. (2-tailed) .930	
N	10	10

فقط يظهر مجموعة من القيم أهمها:

$R = 0.03$ قيمة معامل الارتباط وهو ارتباط طردي ضعيف جداً وشبه منعدم
 $Sig = 0.93$ = الدلالة الإحصائية لمعامل الارتباط وهي أكبر من 0.05 إذا هذا الارتباط غير دال إحصائياً. وبالتالي فإننا نقبل الفرض الصافي ونرفض البديل أي نؤكّد عدم وجود علاقة ارتباطية دالة إحصائياً بين التحصيل الدراسي ونوع الإقامة.

الحالة التاسعة:

علاقة ارتباط + متغير كمي + متغير اسمي (ذو تقسيم ثانوي غير حقيقي)

علاقة ارتباط بين متغيرين أحدهما كمي والآخر اسمي (ذو تقسيم ثانوي غير حقيقي)

في هذه الحالة نستخدم معامل الارتباط الثنائي (معامل الارتباط بايسيرياł الاعتباري)

1 - معامل الارتباط الثاني (معامل الارتباط بایسیریال الاعتباري)

مثال: عن معامل الارتباط الثاني (معامل الارتباط بایسیریال الاعتباري) لدراسة العلاقة الارتباطية بين متغيرين أحدهما كمي والآخر اسمي (ذو تقسيم ثانوي غير حقيقي)

توجد علاقة ارتباطية بين الأداء المهني والحالة الاجتماعية (أعزب، متزوج) لدى العمال المهنيين

↓ ↓ ↓
علاقة + متغير كمي + متغير اسمي مجموعتان تقسيمهما غير حقيقي

= **معامل الارتباط الثاني الحقيقي** (معامل الارتباط بایسیریال الطبيعي)

نلاحظ في هذه الفرضية وجود علاقة ارتباطية بين متغيرين، الأول متغير تابع كمي (الأداء المهني) والثاني متغير مستقل اسمي (الحالة الاجتماعية) والمتغير الاسمي ذو تقسيم ثانوي (أعزب، متزوج) وهذا التقسيم يعتبر تقسيم غير حقيقي لأن الموظف ممكن أن يكون أعزب أو متزوج أو مطلق أو أرمل ولكن الباحث اختار مجموعتين فقط لتحقيق أهداف بحثه أو لعلمه بعدم وجود الفئات الأخرى وهذا. وعليه نستخدم في هذه الحالة معامل الارتباط الثاني (بایسیریال الاعتباري).

وهو معامل نقوم من خلاله بإيجاد العلاقة الارتباطية بين متغيرين أحدهما كمي والآخر اسمي ذو تقسيم ثانوي، على أن يكون هذا التقسيم الثنائي تقسيم غير حقيقي فهو افتراضي، أي يتدخل الباحث في عملية التقسيم لتحقيق أهداف بحثه، والمتغير الاسمي تقسيمه قبل التجربة كالحالة الاجتماعية يقوم الباحث بتقسيمها إلى متزوج وأعزب فقط ويقصي الحالات الأخرى لعدم توفرها أو لأنها لا تخدم أهداف البحث. فهذا التقسيم يعتبر تقسيما اعتباريا وغير تجاري لأنه يتدخل الباحث واجتهاده. ويرمز له بالرمز R_p .

شروطه:

- متغيرين أحدهما بياناته كمية والثاني بياناته اسمية
- أن يكون تقسيم المتغير الاسمي ثانوي أي يتكون من مجموعتين (جامعي، غير جامعي) (متزوج، أعزب)
- أن يكون تقسيم المتغير الاسمي تقسيم غير حقيقي (اعتباري) يتدخل الباحث.
- أن يكون التقسيم قبل التجربة أو القياس
- درجة الحرية $df = n-2$
- قيمته تتراوح بين 0 و 1

$$R_p = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\sqrt{\frac{n_1 n_2}{N} \sqrt{\sum x^2 - \frac{(X)^2}{N}}}}$$

ويمكن حسابه بالمعادلة التالية:

حيث :

\bar{x}_1 : المتوسط الحسابي للمجموعة الأولى

\bar{x}_2 : المتوسط الحسابي للمجموعة الثانية

n_1 : عدد أفراد عينة المجموعة الأولى

n_2 : عدد أفراد عينة المجموعة الثانية

N : عدد أفراد كل العينة (المجموعة الأولى + المجموعة الثانية)

ملاحظة: من بين شروط استخدام معامل الارتباط الثاني (بايسيريا الاعتباري) أي يكون تقسيم المتغير الاسمي غير حقيقي وأن يكون هذا التقسيم حدث قبل التجربة أو عملية القياس، أما إذا كان هذا التقسيم حدث بعد عملية القياس فإننا نستخدم معامل الارتباط الثنائي الأصيل (بايسيريا الأصيل) ويتم حسابه

$$r = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{s} \times \frac{n_1 n_2}{N^2}$$

حيث :

\bar{x}_1 : المتوسط الحسابي للمجموعة الأولى

\bar{x}_2 : المتوسط الحسابي للمجموعة الثانية

n_1 : عدد أفراد عينة المجموعة الأولى

n_2 : عدد أفراد عينة المجموعة الثانية

N : عدد أفراد كل العينة (المجموعة الأولى + المجموعة الثانية)

s : الانحراف المعياري

O: الارتفاع المقابل في جدول المساحات الصغرى والكبيرى

أولاً: نقوم بحساب المساحة الصغرى $= \frac{n_2}{N}$ ، نقوم بحساب المساحة الكبرى $= \frac{n_1}{N}$

ثانياً: من خلال الجدول الإحصائي للمساحات الصغرى والكبيرة نبحث عن القيمة المساوية للمساحة الكبرى وهي قيمة O، وإذا لم نجدها نلجأ إلى قيمة التقريرية الكبرى للمساحة الصغرى (ليس قيمة التقريرية الصغرى) والتي تعتبرها هي قيمة O.

2- حساب معامل الارتباط الثنائي (بايسيريا الاعتباري) R_p يدوياً:

مثال تطبيقي:

لدراسة العلاقة الارتباطية بين الأداء المهني والحالة الاجتماعية (أعزب ، متزوج) على عينة مكونة من 10 موظفين بكلية العلوم الاجتماعية تحصلنا على النتائج التالية:

الأداء المهني							أعزب	متزوج	الحالة الاجتماعية
				10	12	17			
9	10	12	11	13	16	11			

الحل :

نلاحظ أن : - المتغير المستقل هو الحالة الاجتماعية وهو متغير اسمي وذو تقسيم ثنائي غير حقيقي
- المتغير التابع هو الأداء المهني وهو متغير كمي
إذا الأسلوب الإحصائي لقياس هذا الارتباط يكون معامل الارتباط الثنائي (معامل الارتباط بايسيرياں الاعتياري)

أولاً: نقوم بترميز متغير الحالة الاجتماعية : ولتكن 1 أعزب، 2 متزوج
ثانياً: نقوم بتبويب البيانات في الجدول:

X ²	X	متزوج X ₂	أعزب X ₁	الحالة الاجتماعية	الموظفين
289	17		17	(أعزب) 1	1
144	12		12	1	2
100	10		10	1	3
121	11	11		(متزوج) 2	4
256	16	16		2	5
169	13	13		2	6
121	11	11		2	7
144	12	12		2	8
100	10	10		2	9
81	9	9		2	10
1525	121	82	39		Σ
		11.71	13		X̄

ثالثاً: حساب معامل الارتباط الثنائي (بايسيرياں الاعتياري) بالمعادلة التالية:

$$\begin{aligned}
R_p &= \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\sqrt{\frac{n_1 n_2}{N} \sqrt{\sum x^2 - \frac{(X)^2}{N}}}} = \frac{13 - 11.71}{\sqrt{\frac{3 \times 7}{10} \sqrt{1525 - \frac{(121)^2}{10}}}} = \frac{1.29}{\sqrt{2.1 \sqrt{1525 - \frac{14641}{10}}}} \\
&= \frac{1.29}{\sqrt{2.1 \sqrt{60.9}}} = \frac{1.29}{\sqrt{2.1 \times 7.80}} = \frac{1.29}{4.04} = \textcolor{red}{0.317}
\end{aligned}$$

تدل النتيجة على عدم وجود علاقة ضعيفة ويجب التأكد من دلالتها الإحصائية بمقارنتها بالقيمة الجدولية (جدول معامل بيرسون)

رابعاً: إيجاد قيمة معامل الارتباط الثنائي (بايسيرياł الاعتباري) R_p الجدولية: من أجل التأكيد من الدلالة الإحصائية.

لدينا مستوى الدلالة 0.05

$$8 = 10 - 2 = n - 2 = df$$

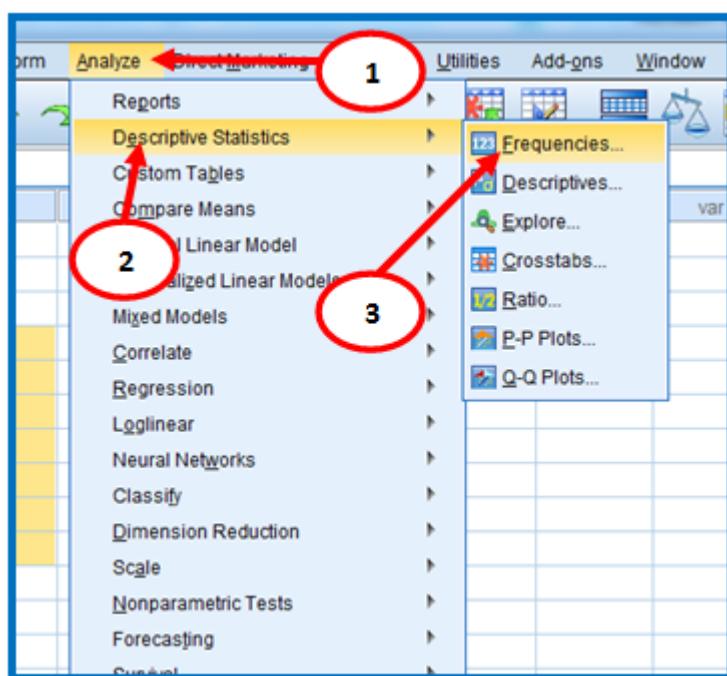
ومنه فإن قيمة معامل الارتباط الثنائي (بايسيرياł الاعتباري) R_p الجدولية تساوي 0.63 وهي أكبر من قيمة معامل الارتباط الثنائي (بايسيرياł الاعتباري) R_p المحسوبة التي تساوي 0.317، وبالتالي فإننا نقبل الفرض الصافي ونرفض البديل أي نؤكد عدم وجود علاقة ارتباطية دالة إحصائياً بين الأداء المهني والحالة الاجتماعية.

3- حساب معامل الارتباط الثنائي (بايسيرياł الاعتباري) R_p باستخدام Spss

للأسف، لا يوجد خيار مباشر لحساب معامل الارتباط بايسيري في SPSS ، لكن يمكن الاستعانة ببرنامج Spss لإيجاد مجاهيل المعادلة كالمتوسط الحسابي للمجموعة الأولى والمتوسط الحسابي للمجموعة الثانية وعدد أفراد العينة الأولى والعينة الثانية والعدد الإجمالي لأفراد العينة من خلال تحليل الإحصاءات لتسهيل عملية الحساب .

من خلال الخطوات التالية:

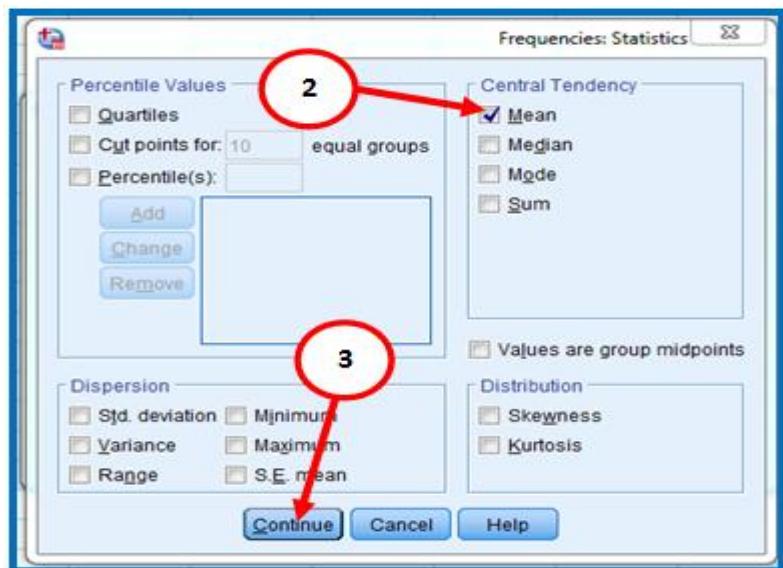
Analyze → Descriptive Statistics → Frequencies



فيظهر المربع الحواري التالي نقوم بإدخال المتغيرات إلى خانة Variable



ثم من خلال خانة statistics نقوم بالتأشير على Mean ثم Continue



فقط نظر لنا عدة جدول في صفحة Output نستخرج منه القيم الوصفية ونعرضها في المعادلة:

$$\bar{x}_1 \text{ المتوسط الحسابي للمجموعة الأولى} = 13$$

$$\bar{x}_2 \text{: المتوسط الحسابي للمجموعة الثانية} = 11.71$$

n_1 : عدد أفراد عينة المجموعة الأولى = 3

n_2 : عدد أفراد عينة المجموعة الثانية = 7

N : عدد أفراد كل العينة (المجموعة الأولى + المجموعة الثانية) = 10

نطبق هذه المعطيات في المعادلة مثل الطريقة السابقة في الحساب اليدوي

Statistics			
	متزوج	اعزب	الإداء المهني للفرد
n_2	7	3	10
\bar{X}_1			
n_1			
\bar{X}_2	3	7	0
Mean	11.71	13.0000	12.10

الحالة العاشرة: وتحتوي بدورها على 3 أنواع

فروق + متغير تابع كمي + متغير مستقل مكون من مجموعتين

(دراسة الفروق في المتغير كمي بناء على عينتين)

في هذه الحالة نستخدم اختبار t .test

وهو اختبار "ت" أو اختبار "ستودنت" لصاحب العالم ويليام جوست (1908)، إذا توفرت للباحث مجموعتين فقط يمكنه أن يستخدم الاختبار "ت" للمقارنة بين متوسطين تجريبيين، وهدفه التأكيد من وجود فروق بين هاذين المتوسطين الناتجين من العينتين فرقا ثابتا، أي له دلالة إحصائية.

(ابوالنيل، 1987، ص 231)

لاستخدام هذا الاختبار يجب أن تتحقق شروط الاحصاء البرامتي (سابقة الذكر) بالإضافة إلى:

- وجود مجموعتين فقط

- حجم العينتين متقارب ولا يقل عن 5

وهناك عدة أنواع من اختبار t وهي:

الحالة العاشرة: النوع الأول

فروق + متغير تابع كمي + متغير مستقل مكون من مجموعتين مستقلتين

(دراسة الفروق في المتغير كمي بناء على عينتين مستقلتين عن بعضهما)

في هذه الحالة نستخدم اختبار ت **T.test** لعينتين مستقلتين

١- اختبار ت **T.test** لعينتين مستقلتين:

مثال: عن فرضية الفروق لعينتين مستقلتين يستخدم فيها اختبار ت لعينتين مستقلتين

توجد فروق في الذكاء تعزى للجنس (ذكور،إناث) لدى طلبة كلية العلوم

فروق + متغير تابع كمي + مجموعتين مستقلتين = ت **T.test** لعينتين مستقلتين

نلاحظ من خلال هذه الفرضية أنها فرضية فروق وأن المتغير التابع (الذكاء) كمي وأن المتغير المستقل الجنس (ذكور،إناث) يتكون من مجموعتين مجموعة الذكور ومجموعة الإناث وانهما مستقلين عن بعضهما أي أن خصائص الذكور مستقلة عن خصائص الإناث ولا يشتركان مع بعضهما، لذلك في هذه الحالة نستخدم اختبار ت **t** لعينتين مستقلتين.

$$T = \frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{\sqrt{\frac{(n_1-1)s_1^2 + (n_2-1)s_2^2}{(n_1+n_2)-2} \times \left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}\right)}}$$

ويمكن حسابها من خلال القانون التالي:

حيث \bar{X}_1 : المتوسط الحسابي للعينة الأولى

\bar{X}_2 : المتوسط الحسابي للعينة الثانية

s_1^2 : تباين العينة الأولى

s_2^2 : تباين العينة الثانية

n_1 : حجم العينة الأولى

n_2 : حجم العينة الثانية

وللتتأكد من الدلالة الإحصائية لقيمة t أنقوم بمقارنة t المحسوبة مع t الجدولية التي تستخرج من

الجدوال الإحصائية من خلال حساب درجة الحرية = $(n_1 + n_2) - 2$

✓ بديل اختبار ت لعينتين مستقلتين:

البديل 01: إذا لم تتوفر إحدى شروط الاحصاء البرامتي أو كان المتغير التابع رتبى

يمكن في هذه الحالة استخدام الاختبار البديل وهو اختبار مان ويتنى.

اختبار مان-ويتني (Mann-Whitney U Test) هو اختبار لا معلمي يستخدم لمقارنة مجموعتين مستقلتين. يتم اللجوء إلى هذا الاختبار عندما لا تستوفي البيانات افتراضات الاختبارات المعلمية مثل اختبار t لمجموعتين مستقلتين. إليك الحالات التي يستخدم فيها اختبار مان-ويتني بالتفصيل:

متى نستخدم اختبار مان-ويتني؟

 **عندما تكون البيانات غير موزعة طبيعياً:**

ستستخدم عندما لا تكون البيانات موزعة طبيعياً، ولا يفترض التوزيع الطبيعي كما هو مطلوب في اختبار t.

 **عندما تكون البيانات ذات رتبة أو ترتيبية:**

يُفضل استخدامه مع البيانات الترتيبية أو الرتبية (Ordinal Data)، أو مع البيانات الكمية التي لا يمكن افتراض تجانسها أو توزيعها الطبيعي.

 **عندما لا تتحقق افتراضات اختبار t للعينتين المستقلتين:**

مثل عدم تجانس التباين أو وجود قيم شاذة تؤثر على النتائج.

 **لمقارنة مجموعتين مستقلتين:**

يُستخدم لمقارنة توزيع القيم بين مجموعتين مستقلتين، مثل مقارنة درجات مجموعتين من الطلاب على اختبار، حيث لا يمكن افتراض توزيع طبيعي للدرجات.

 **عند التعامل مع عينات صغيرة:**

الاختبار فعال أيضاً مع العينات الصغيرة، إذ لا يتطلب شروطًا صارمة كذلك التي يحتاجها اختبار t.

البديل 02: إذا كان المتغير التابع اسمى

ذا كانت البيانات اسمية وترغب في مقارنة عينتين مستقلتين، فإن اختبار t للعينتين المستقلتين ليس مناسباً، لأنه يتطلب بيانات كمية موزعة طبيعياً. في هذه الحالة، نستخدم اختبارات مخصصة للتعامل مع البيانات الاسمية. والبديل المناسب هو: اختبار كاي تربيع للاستقلالية (χ^2)

متى يُستخدم اختبار كاي تربيع للاستقلالية (χ^2)؟ (Chi-Square Test of Independence)

يُستخدم لمقارنة تكرارات الفئات بين مجموعتين مستقلتين (مثل الجنس مقابل النجاح/الفشل).

 **نوع البيانات: البيانات الاسمية الثنائية أو متعددة الفئات.**

 **المتطلبات:** لا يتطلب توزيعاً طبيعياً ولكنه يحتاج إلى حجم عينة كافٍ بحيث تكون الترددات المتوقعة أكبر من 5 في معظم الخلايا.

2- حساب اختبار t لعينتين مستقلتين يدوياً:

مثال تطبيقي:

من أجل التأكيد من وجود فروق في الذكاء بين الذكور والإإناث لدى طلبة كلية العلوم، قمنا باختبار لمعرفة ذلك حيث كان عدد الذكور 08 وعدد الإناث 10 وكانت النتائج كالتالي:

المطلوب: حساب اختبار t والتأكد من الفروق في الذكاء التي تعزى للجنس؟

$(x_2 - \bar{x})^2$	$x_2 - \bar{x}$	$(x_1 - \bar{x})^2$	$x_1 - \bar{x}$	X2 الإناث	X1 الذكور	الأفراد
0.16	0.4	1	1-	7	5	01
1.96	1.4	9	3	8	9	02
0.16	0.4	0	0	7	6	03
0.36	0.6-	4	2	6	8	04
2.56	1.6-	16	4-	5	2	05
6.76	2.6-	0	0	4	6	06
5.76	2.4	1	1	9	7	07
0.16	0.4	1	1-	7	5	08
5.76	2.4			9		09
6.76	2.6-			4		10
30.4		32		66	48	Σ
				6.6	6	المتوسط الحسابي

أولاً: نقوم بحساب المتوسط الحسابي للعينتين من خلال القانون :

$$\bar{x} = \frac{\sum x_i}{n}$$

المتوسط الحسابي للعينة الأولى(ذكور): $6 = \frac{48}{8}$

المتوسط الحسابي للعينة الثانية(ذكور): $6.6 = \frac{66}{108}$

ثانياً: نقوم بحساب التباين للعينتين وفق القانون التالي:

$$S^2 = \frac{\sum (x_i - \bar{x})^2}{n-1}$$

تباین العینة الأولى(ذكور): $4.57 = \frac{32}{8-1}$

تباین العینة الثانية(إناث): $3.37 = \frac{30.4}{10-1}$

ثالثاً: حساب قيمة t المحسوبة لعينتين مستقلتين من خلال القانون:

$$T = \frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{\sqrt{\frac{(n_1-1)s_1^2 + (n_2-1)s_2^2}{(n_1+n_2)-2} \times \left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}\right)}} = \frac{6 - 6.6}{\sqrt{\frac{(8-1)4.57 + (10-1)3.37}{(8+10)-2} \times \left(\frac{1}{8} + \frac{1}{10}\right)}}$$

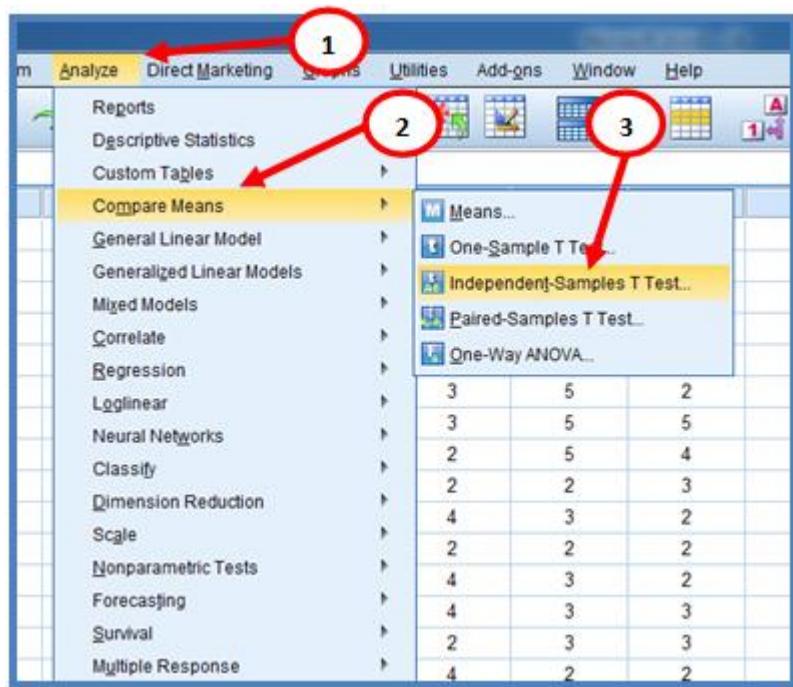
$$\frac{-0.6}{\sqrt{3.89 \times 0.225}} = -0.64$$

يجب إيجاد ت الجدولية عند درجة الحرية = $(n_1 + n_2) - 2 = 16 - 2 = 14$ ومستوى الدلالة 0.05 وهي تساوي 2.120 ، فإذا فإن ت المحسوبة تساوي -0.64، نلاحظ أن القيمة المطلقة لـ "ت" الجدولية أكبر من القيمة المطلقة لـ "ت" المحسوبة وبالتالي وهي أقل من ت الجدولية فأنا نقبل الفرض الصافي ونرفض البديل ونقول أنه لا توجد فروق ذات دلالة إحصائية في الذكاء تعزى لمتغير الجنس أي توجد فروق في الذكاء بين الذكور والإناث.

3- حساب اختبار t لعينتين مستقلتين باستخدام Spss

لحساب اختبار t لعينتين مستقلتين نتبع الخطوات التالية:

Analyze → Compare Means →Independent –Samples T Test



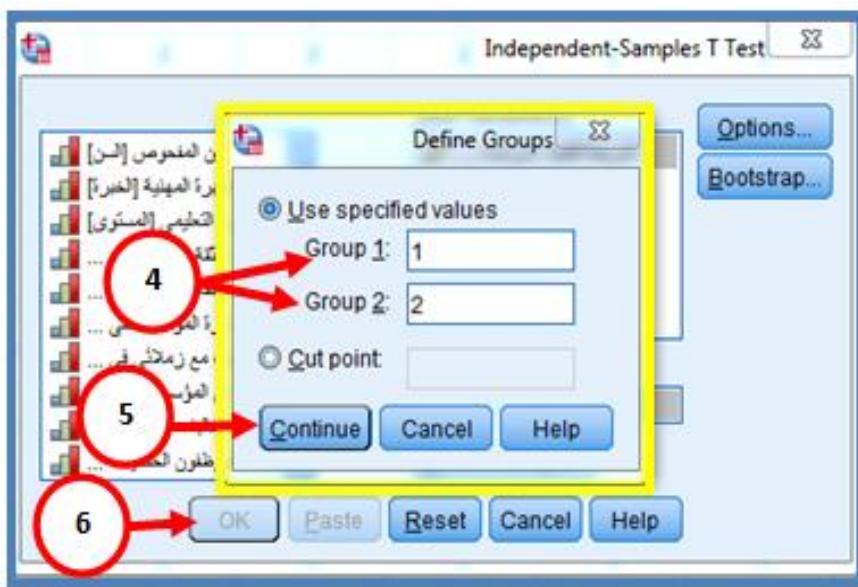
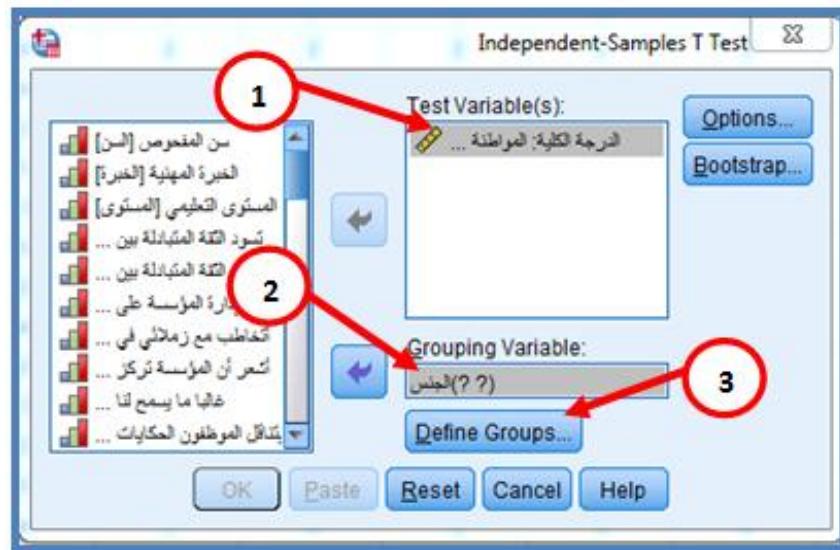
فيظهر لنا المربع الحواري التالي:

في خانة **Test Variable** نضع المتغير المراد دراسة فروق فيه ولتكن متغير المواطننة التنظيمية

وفي خانة **Grouping Variable** نضع في المجموعتين مثل الجنس (ذكر، أنثى)

ثم من خلال أيقونة **Define Groups** نقوم بتعريف المجموعات كالتالي:

Ok ثم **Continue** ثم **Group 2** (ذكر) ثم **Group 1** (أنثى)



فتشير لنا عدة جداول في صفحة **Output**

الجدول الأول: هو الجدول الوصفي للاختبار يحتوي على: عدد العينة في كل مجموعة - المتوسط الحسابي - الانحراف المعياري.

Group Statistics				
جنس الفحوص	N	Mean	Std. Deviation	Std. Error Mean
ذكر	33	61.79	8.763	1.526
أنثى	17	60.53	8.552	2.074

الجدول الثاني:

		Independent Samples Test								
		quality of	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
الارجحية المفترضة المتساوية	الارجحية المفترضة غير المتساوية		.000	.995	48	.630	1.258	2.595	-3.960	6.477
				.489	33.142	.628	1.258	2.575	-3.979	6.496

أولاً نشاهد قيمة Sig الأولى إذا كانت : $\text{Sig} > 0.05$ في هذه الحالة نختار القيم في الصف السفلي، أما إذا كانت $\text{Sig} < 0.05$ نختار القيم في الصف العلوي .

في مثالنا هذا نجد قيمة Sig الأولى = 0.99 وهي أكبر من 0.05 ، إذا نختار القيم في الصف العلوي من الجدول فتجد ما يلي :

$0.48 = t$ ، ودرجة الحرية $df = 48$ ، وقيمة Sig (2.tailed) = 0.63 (وهو ما يهمنا)

- بما أن قيمة Sig (2.tailed) = 0.63 وهي أكبر من 0.05 فإننا نقبل الفرض الصفرى ونرفض البديل ونقول لا توجد فروق ذات دلالة إحصائية في المواطنات الت DISTRIBUTIVE متعود للجنس عند أفراد عينة الدراسة.

- أما لو كانت Sig (2.tailed) أقل من 0.05 في هذه الحالة نرفض الفرض الصفرى ونقبل الفرض البديل ونقول توجد فروق ذات دلالة إحصائية في المواطنات الت DISTRIBUTIVE متعود للجنس عند أفراد عينة الدراسة.

الحالة العاشرة: النوع الثاني

فروق + متغير تابع كمي + متغير مستقل مكون من مجموعتين مترابطتين

(دراسة الفروق في المتغير كمي بناءاً على عينتين مترابطتين)

في هذه الحالة نستخدم اختبار T.test لعينتين مترابطتين

1- اختبار t لعينتين مترابطتين:

مثال 1: عن فرضية الفروق لعينتين مترابطتين يستخدم فيها اختبار t لعينتين مترابطتين

- توجد فروق في التحصيل الدراسي لطلبة العلوم الاجتماعية قبل وبعد تطبيق البرنامج التدريسي

فروق + متغير تابع كمي + مجموعتين متراقبتين (نفس الطلبة بقياسين مختلفين)

= اختبار t لعينتين متراقبتين

- يوجد تأثير للبرنامج التدريسي المطبق على التحصيل الدراسي لطلبة كلية العلوم الاجتماعية

نلاحظ من خلال هذه الفرضية أنها فرضية فروق وأن المتغير التابع (التحصيل الدراسي) كمي وأن المتغير المستقل (البرنامج التدريسي)، يتكون من قياسين القياس القبلي والقياس البعدى أي نفس مجموعة الطلبة لكن بقياسين مختلفين (قبلي وبعدى)، أي أن المجموعتين متراقبتين بنفس الخصائص ويشتركان مع بعضهما، لذلك في هذه الحالة نستخدم اختبار t لعينتين متراقبتين.

$$T = \frac{\bar{d}}{\frac{s_d}{\sqrt{n}}}$$

ويمكن حسابها من خلال القانون التالي:

حيث : n : حجم العينة

\bar{d} : متوسط الفرق بين المشاهدات ويتم حسابه وفق القانون التالي:

$s_d = \sqrt{\frac{\sum d^2 - n\bar{d}^2}{n-1}}$: الانحراف المعياري للمشاهدات ويتم حسابه وفق القانون التالي:

وللتتأكد من الدلالة الإحصائية لقيمة t نقوم بمقارنة t المحسوبة مع t الجدولية التي تستخرج من

الجدوال الإحصائية من خلال حساب درجة الحرية $(df) = n - 1$

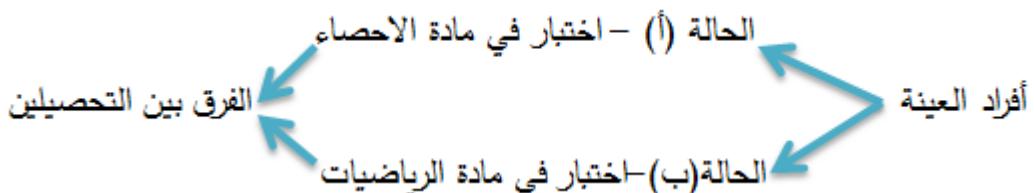
لدراسة الفروق بين نفس الأفراد لكن في حالتين مختلفتين

الحالة الأولى: وهي الحالة التي نلاحظ فيها أفراد نفس العينة تحت حالتين مختلفتين، في هذه الحالة يتم

اخضاع أفراد العينة إلى موقفين تجريبيين لمشاهدة تأثير الحالتين على نتائج أفراد العينة.

مثال: نفس مجموعة الطلبة تقوم بإجراء اختبار لقياس تحصيلهم في مادة الاحصاء ثم تقوم بإجراء اختبار

لقياس تحصيلهم في مادة الرياضيات، ثم نقارن هل توجد فروق في تحصيلهم للمادتين.



الحالة الثانية: تحدث هذه الحالة عندما نقوم باختبار قبلى واختبار بعدي على نفس العينة من الأفراد، في هذه الحالة نختبر أفراد العينة قبل اخضاعهم للعامل التجريبي في الوقت ز1، ثم نعيد اختبارهم في الوقت ز2 بعد اخضاعهم للعامل التجريبي..

مثال: نفس مجموعة الطلبة تقوم بإجراء اختبار لقياس تحصيلهم الدراسي 1 (قياس قبلى) ثم نطبق عليهم برنامج تدريبي لتحسين تحصيلهم، ثم نقوم اختبار لقياس تحصيلهم الدراسي 2 بعد تطبيق البرنامج التدريب (قياس بعدي) ، ثم نقارن هل توجد فروق في تحصيلهم 1 و2.



(بوفص، 2011، ص، 184)

✓ **بديل اختبار ت لعينتين مترابطتين:**

البديل 01: اذا لم تتوفر احدى شروط الاحصاء البرامتي او كان المتغير التابع رتبي

في هذه الحالة يمكن استخدام الاختبار البديل وهو اختبار **ويلكوسون للرتب الموقعة** .

اختبار **ويلكوسون للرتب الموقعة** (Wilcoxon Signed-Rank Test) هو اختبار لا معلمي يستخدم لمقارنة القيم المرتبطة في عينتين متطابقتين أو زوجيتين، ويعد بديلاً لاختبار t للعينات المرتبطة عندما لا يتم استيفاء افتراضات التوزيع الطبيعي. إليك الحالات التي يستخدم فيها اختبار **ويلكوسون للرتب الموقعة** بالتفصيل:

متى نستخدم اختبار **ويلكوسون للرتب الموقعة؟**

⊕ **عند مقارنة مجموعتين مرتبطتين:**

يُستخدم لاختبارات التي تتضمن قياسين على نفس المجموعة، مثل قبل وبعد العلاج، أو الاختبارات المترکزة على نفس الأشخاص.

⊕ **عندما تكون البيانات غير موزعة طبيعياً:**

يستخدم كبديل لاختبار t للعينات المرتبطة عندما لا تكون البيانات موزعة طبيعياً، أو تحتوي على قيم شاذة تؤثر على نتائج اختبار t.

مع البيانات الترتيبية أو الرتبية:

مثالي للاستخدام مع البيانات الترتيبية (Ordinal Data) أو البيانات الكمية التي لا تلبي افتراضات التوزيع الطبيعي.

التحقق من الفروق في الاتجاه بين القياسات المرتبطة:

يُستخدم لفحص ما إذا كانت الفروق بين الأزواج تتجه في الغالب نحو الاتجاه الموجب أو السالب.

في دراسات التقييم القبلي والبعدي (Pre-Post Studies):

مثل تقييم فعالية علاج ما من خلال مقارنة الأعراض قبل وبعد العلاج لدى نفس المرضى.

البديل 02: إذا كان المتغير التابع اسمى

عندما تكون البيانات اسمية وراغب في مقارنة عينتين متراپطتين (مثل نفس المجموعة قبل وبعد التدخل)، فإن اختبار t للعينتين المتراپطتين ليس مناسباً. في هذه الحالة، نستخدم اختبارات لا معلمية تتعامل مع البيانات الاسمية. البديل الأنسب هو اختبار ماكنيمار (McNemar's Test)

متى يُستخدم اختبار ماكنيمار؟

للمقارنات بين عينتين متراپطتين أو مكررتين:

يُستخدم لاختبار التغييرات في النسب بين قياسين متراپطين، مثل قياس نفس الأشخاص قبل وبعد التدخل أو العلاج.

عند التعامل مع البيانات الاسمية الثانية:

مناسب للبيانات الاسمية الثانية (مثل النجاح/الفشل، الموافقة/الرفض)

دراسة التغييرات أو التحولات بين الفئات:

يُستخدم عندما تريده معرفة ما إذا كان هناك تغيير ذو دلالة إحصائية في الردود بين حالتين لنفس المجموعة.

2- حساب اختبار t لعينتين متراپطتين يدوياً:

مثال تطبيقي:

من أجل التأكد من فعالية برنامج تدريبي لتنمية مهارات التحصيل قام باحث بقياس هاته المهارات قبل تطبيق البرنامج على 10 طلبة، ثم قام بتطبيق هذا البرنامج وقام بقياس بعد تطبيق البرنامج فكانت النتائج كالتالي:

المطلوب: حساب اختبار t والتأكد هل توجد فروق في التحصيل الدراسي قبل وبعد تطبيق البرنامج؟

d^2	$d=x_1-x_2$	X2 بعد التطبيق	X1 قبل التطبيق	الأفراد
1	1	14	15	01
1	1	18	19	02
1	-1	17	16	03
1	-1	9	8	04
9	-3	15	12	05
1	1	5	6	06
4	-2	19	17	07
9	-3	12	9	08
4	-2	14	12	09
25	-5	10	5	10
56	-14	133	119	Σ
	1.4-			المتوسط الحسابي

أولاً: نقوم بحساب المتوسط الحسابي للفرق بين المشاهدات وفق القانون التالي:

$$\bar{d} = \frac{\sum d}{n} = \frac{-14}{10} = -1.4$$

ثانياً: نقوم بحساب الانحراف المعياري للمشاهدات وفق القانون التالي:

$$S_d = \sqrt{\frac{\sum d^2 - n\bar{d}^2}{n-1}} = \sqrt{\frac{56 - 10 \times (-1.4)^2}{10-1}} = \sqrt{4.04} = 2.01$$

ثالثاً: نقوم بحساب "t" لعينتين متراقبتين وفق القانون التالي:

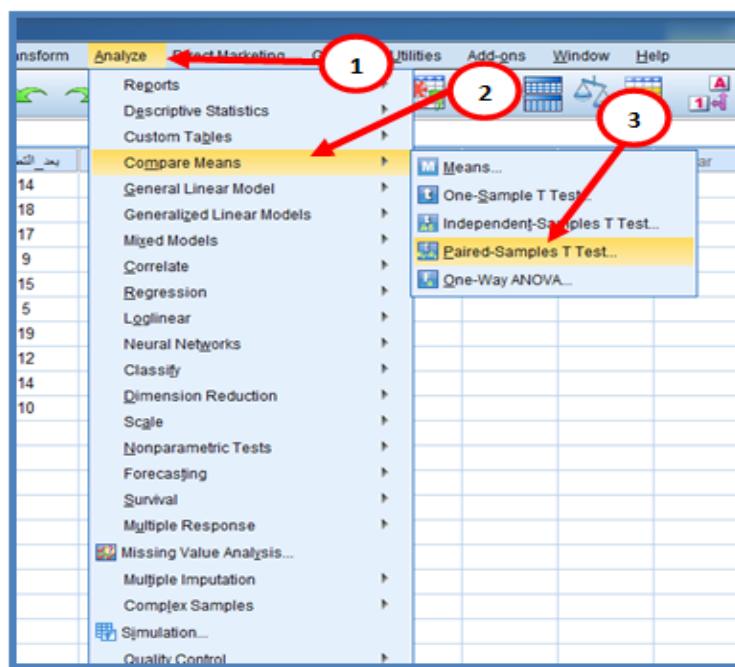
$$T = \frac{\bar{d}}{\frac{S_d}{\sqrt{n}}} = \frac{1.4}{\frac{2.01}{\sqrt{10}}} = \frac{1.4}{0.63} = 2.22$$

يجب إيجاد ت الجدولية عند درجة الحرية $(df) = n - 1 = 10 - 1 = 9$ ومستوى الدلالة 0.05 وهي تساوي **2.262** ، فإذا فإن ت المحسوبة تساوي **2.22** وهي أقل من ت الجدولية فأننا نقبل الفرض الصافي ونرفض البديل ونقول أنه لا توجد فروق في التحصيل الدراسي قبل وبعد تطبيق البرنامج أي لا يوجد أثر لفعالية البرنامج تدريبي في تنمية مهارات التحصيل الدراسي .

3- حساب اختبار ت t لعينتين متراقبتين باستخدام Spss

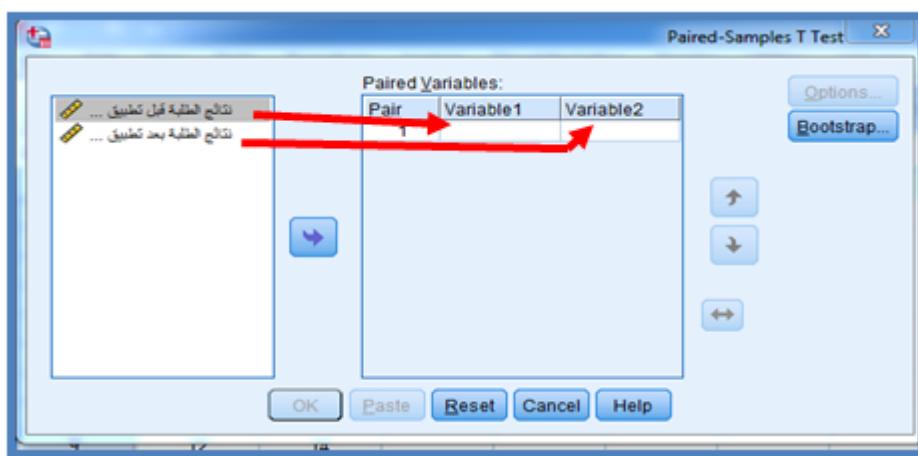
لحساب اختبار ت t لعينتين متراقبتين نتبع الخطوات التالية:

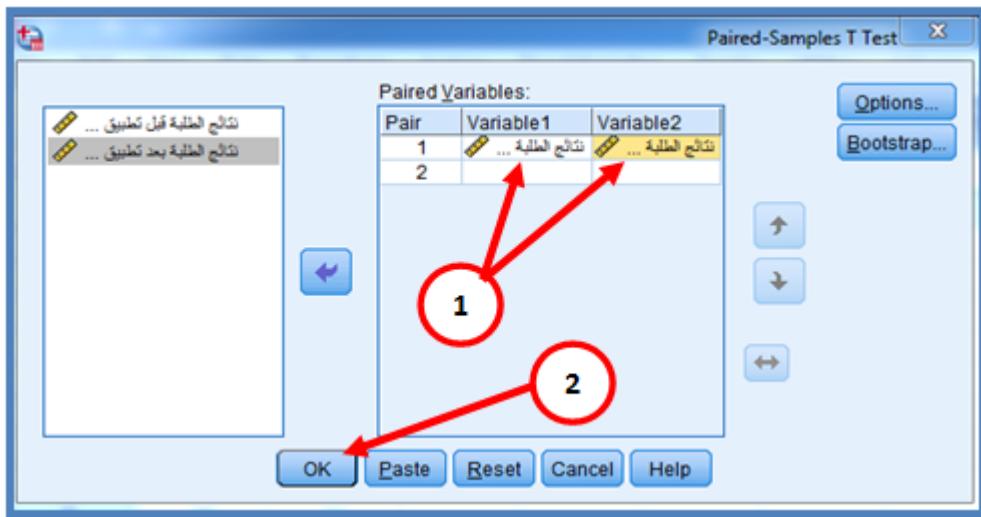
Analyze → Compare Means → Paired –Samples T Test



فيظهر لنا المربع الحواري التالي: نقوم من خلاله بنقل المجموعتين (قبل التطبيق، بعد التطبيق)

إلى خانة Paired Variables على الترتيب ثم Ok





فقط لنا عدة جداول في صفحة **Output**

الجدول الأول: هو الجدول الوصفي للاختبار يحتوي على: المتوسط الحسابي – عدد العينة في كل مجموعة – الانحراف المعياري.

Paired Samples Statistics				
	Mean	N	Std. Deviation	Std. Error Mean
Pair 1 نماذج الطالبة قبل تطبيق البرنامج نماذج الطالبة بعد تطبيق البرنامج	11.90	10	4.818	1.524
	13.30	10	4.373	1.383

الجدول الثاني: يوضح قيمة معامل الارتباط بين المجموعتين وهي تساوي 0.90 أي أن الارتباط طردي قوي جدا ، وقيمة Sig تساوي 0.00 وهي أقل من 0.05 أي أنها دالة إحصائيا

Paired Samples Correlations			
	N	Correlation	Sig.
Pair 1 نماذج الطالبة قبل تطبيق البرنامج & نماذج الطالبة بعد تطبيق البرنامج	10	.909	.000

الجدول الثالث: يحتوي على عدة قيم مهمة منها:

• $1.4 = \text{Mean}$

• $2.01 = \text{Std.Deviation}$

• $2.20 = T$

• $9 = Df$

- $0.055 = \text{Sig}$ ونرفض البديل ونقول أنه لا توجد فروق في التحصيل الدراسي قبل وبعد تطبيق البرنامج أي لا يوجد أثر لفعالية البرنامج تدريبي في تنمية مهارات التحصيل الدراسي .

Paired Samples Test								
Pair 1	Paired Differences							
	Mean	Std. Deviation	Std. Error Mean	95% Confidence Interval of the Difference		t	df	
	.36	2.011	.636	Lower	Upper			
نتائج الطلبة قبل تطبيق البرنامج - نتائج الطلبة بعد تطبيق البرنامج	-1.400	.636	.636	-2.839	.039	-2.201	9	.055

الحالة العاشرة: النوع الثالث

فروق + متغير تابع كمي + متغير مستقل مكون من مجموعة واحدة

(دراسة الفروق في المتغير كمي بناءاً على متوسط مجموعة واحدة)

في هذه الحالة نستخدم اختبار t لعينة واحدة

1- اختبار t لعينة واحدة:

مثال: عن فرضية الفروق لعينة واحدة

- توجد فروق بين متوسط معدلات الطلبة و معدل النجاح 10
 ↓ ↓ ↓
 فروق + متوسط مجموعة واحدة للطلبة + متوسط كمي

نلاحظ من خلال هذه الفرضية أنها فرضية فروق وأننا سوف نقارن بين متوسط حسابي وهو متوسط معدلات الطلبة والمتوسط الفرضي للنجاح وهو 10، أي أن هناك مجموعة واحدة فقط من الطلبة نريد نقارن معدلاتها بمعدل النجاح، في هذه الحالة نستخدم اختبار "t" لعينة واحدة.
 إذا نقوم باستخدام اختبار "t" لعينة واحدة إذا أردنا مقارنة متوسط عينة بمتوسط المجتمع أو متوسط فرضي.

ويمكن حسابها من خلال القانون التالي:

$$T = \frac{\bar{X} - \mu}{\frac{s}{\sqrt{n}}}$$

حيث: \bar{X} : المتوسط الحسابي للعينة

μ : المتوسط الحسابي للمجتمع

S : الانحراف المعياري للعينة

n: حجم العينة

وللتتأكد من الدلالة الإحصائية لقيمة "t" نقوم بمقارنة "t" المحسوبة مع "t" الجدولية التي تستخرج

من الجداول الإحصائية من خلال حساب درجة الحرية $(df) = n - 1$.

ملاحظة: إذا كان تباين المجتمع مجهول نستخدم اختبار "T" أما إذا كان تباين المجتمع معروف نستخدم

"اختبار Z"

✓ بديل اختبار t لعينة واحدة:

البديل 01: اذا لم تتوفر احدى شروط الاحصاء البرامتي او كان المتغير التابع رتبي

عندما لا تستوفي البيانات افتراضات اختبار t لعينة واحدة، مثل التوزيع الطبيعي أو كانت بيانات المتغير

التابع رتبية، يستخدم اختبار لا معلمي كبديل. البديل الأكثر شيوعاً هو : اختبار ويلكوكسون للإشارة

(Wilcoxon Signed-Rank Test) لعينة واحدة

متى يستخدم اختبار ويلكوكسون للإشارة كبديل لاختبار t لعينة واحدة؟

+ عندما تكون البيانات غير موزعة طبيعياً:

يستخدم عندما تكون البيانات غير موزعة بشكل طبيعي، أو تحتوي على قيم شاذة

+ مع البيانات الترتيبية أو البيانات المستمرة غير الطبيعية:

مناسب للبيانات الترتيبية أو البيانات المستمرة التي لا تُظهر التوزيع الطبيعي.

+ لمقارنة عينة مع قيمة معيارية أو ثابتة:

يستخدم عندما تريد مقارنة عينة من البيانات مع قيمة معيارية أو متوقعة، مثل اختبار ما إذا كان متوسط درجات الطلاب يختلف عن درجة معينة.

البديل 02: اذا كان المتغير التابع اسمي

عندما تكون البيانات اسمية وترغب في اختبار t لعينة واحدة، فإن اختبار t لا يناسب هذا النوع من البيانات لأنه يتطلب بيانات كمية.

في حالة البيانات الاسمية لعينة واحدة، يستخدم اختبار يتناسب مع طبيعة البيانات الاسمية، وأبرز هذه الاختبارات هو: اختبار كاي تربيع لحسن المطابقة (χ^2 Chi-Square Goodness of Fit Test)

متى يستخدم اختبار كاي تربيع لحسن المطابقة؟

+ لمقارنة التوزيع الفعلي مع توزيع متوقع أو نظري:

يستخدم لمعرفة ما إذا كانت التوزيعات الفعلية للفئات تتطابق مع التوزيعات المتوقعة.

٤- عند التعامل مع البيانات الاسمية أو الفئوية:

يُطبق على البيانات الاسمية (مثل الألوان المفضلة، الإجابات بنعم/لا) للتحقق مما إذا كانت الفئات موزعة بشكل عشوائي أو وفقاً لتوزيع محدد.

٥- للتحقق من فرضيات النسب المحددة:

يمكنك استخدامه لاختبار فرضيات حول نسب الفئات، مثل اختبار ما إذا كانت نسب نجاح حملة تسويقية متطابقة مع هدف محدد.

٢- حساب اختبار t لعينة واحدة يدوياً:

مثال تطبيقي:

لدينا نتائج معدلات الفوج ٠١ من قسم علم النفس مكون من ١٠ طلبة موضح في الجدول التالي، وكان لدينا معدل طلبة قسم علم النفس ككل هو ١٢.١٢.

المطلوب: حساب اختبار t والتأكد هل توجد فروق بين متوسط معدلات طلبة الفوج ٠١ ومتوسط معدلات طلبة القسم ككل؟

$(x_1 - \bar{x})^2$	$x_1 - \bar{x}$	X طلبة الفوج	الأفراد
1	1	15	01
1	1	19	02
1	-1	16	03
1	-1	8	04
9	-3	12	05
1	1	6	06
4	-2	17	07
9	-3	9	08
4	-2	12	09
25	-5	5	10
56	-14	119	Σ
		11.9	المتوسط الحسابي

أولاً: نقوم بحساب المتوسط الحسابي للعينة وفق القانون التالي:

$$\bar{X} = \frac{\sum X}{n} = \frac{119}{10} = 11.9$$

ثانياً: نقوم بحساب المتوسط الحسابي للمجتمع وفق القانون التالي:

$$\mu = \frac{\sum \mu}{n} = 12.12 \quad (\text{موجودة في المعطيات})$$

ثالثاً: نقوم بحساب الانحراف المعياري للعينة وفق القانون التالي:

$$S = \sqrt{\frac{\sum (x_i - \bar{x})^2}{n-1}} = \sqrt{\frac{208.9}{10-1}} = \sqrt{23.21} = 4.81$$

رابعاً: نقوم بحساب اختبار "ت" لعينة واحدة من خلال القانون التالي:

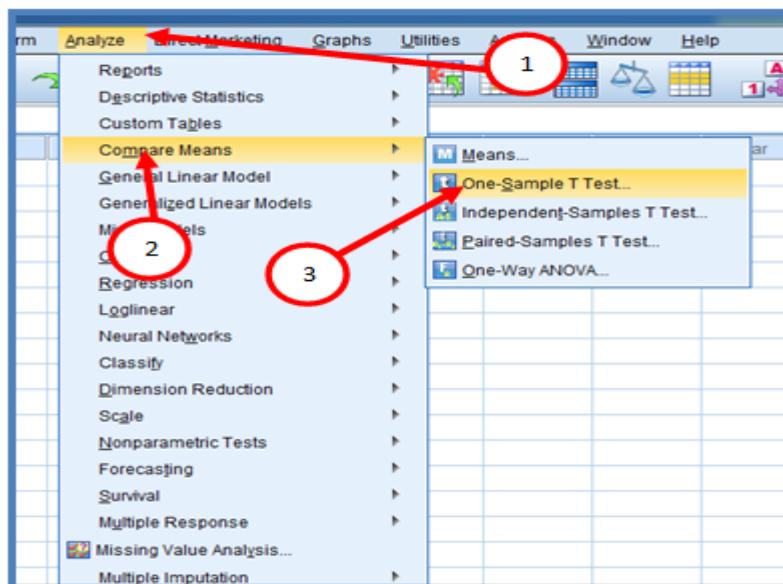
$$T = \frac{\bar{X} - \mu}{\frac{s}{\sqrt{n}}} = \frac{11.9 - 12.12}{\frac{4.81}{\sqrt{10}}} = \frac{-0.22}{1.52} = -0.14$$

يجب إيجاد ت الجدولية عند درجة الحرية $(df) = n - 1 = 10 - 1 = 9$ ومستوى الدلالة 0.05 وهي تساوي **2.262** ، فإذا فإن ت المحسوبة تساوي **-0.14** نلاحظ أن القيمة المطلقة لـ "ت" الجدولية أكبر من القيمة المطلقة لـ "ت" المحسوبة وبالتالي فإننا نقبل الفرض الصافي ونرفض البديل ونقول أنه لا توجد فروق بين متوسط معدلات طلبة الفوج 01 ومتوسط معدلات طلبة القسم ككل.

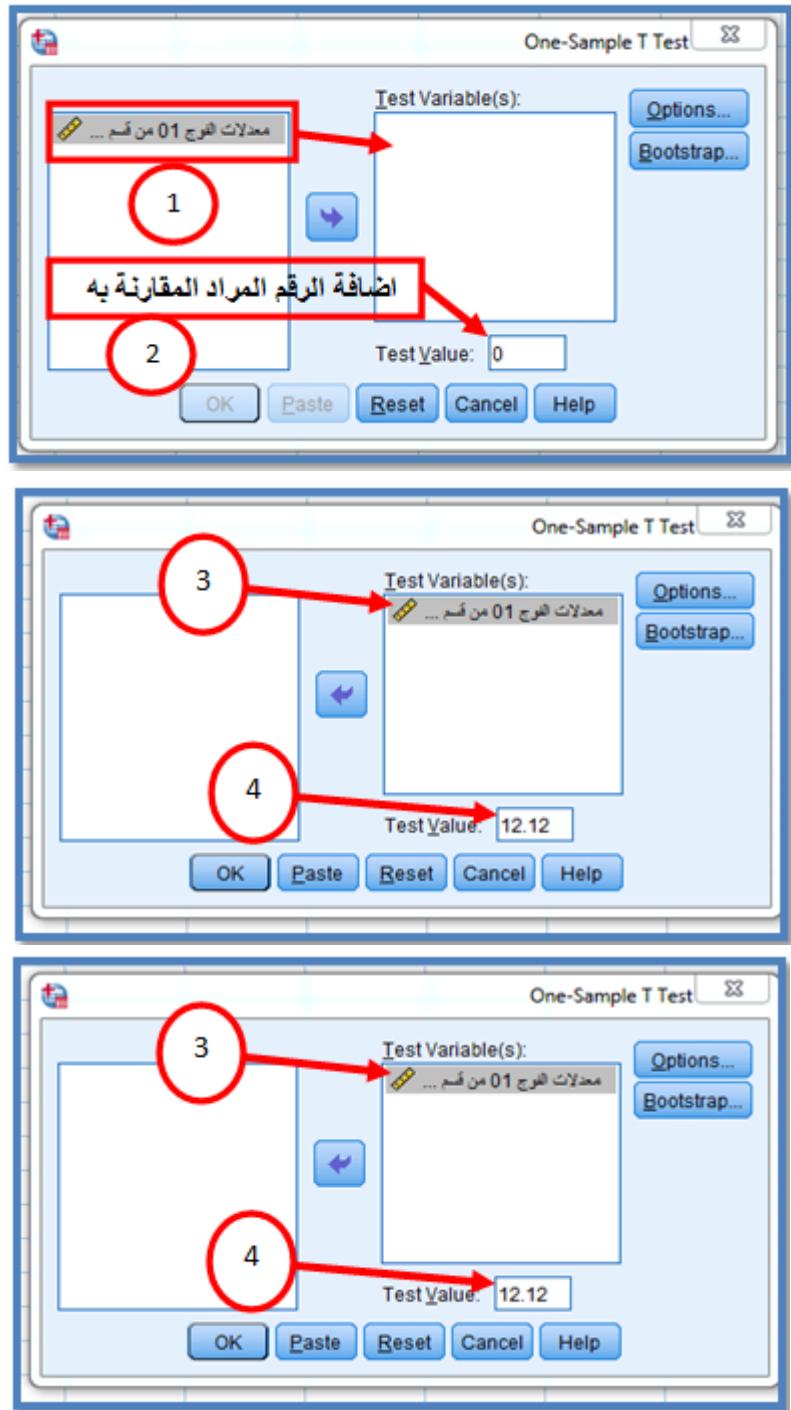
3- حساب اختبار ت لعينة واحدة باستخدام Spss

لحساب اختبار ت لعينة واحدة نتبع الخطوات التالية:

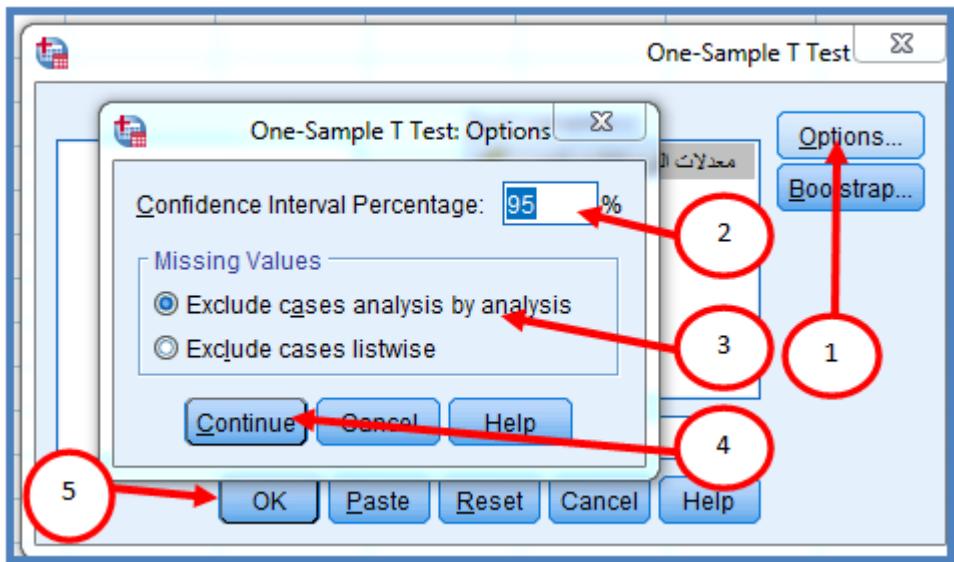
Analyze → Compare Means → Paired - One - Samples T Test



فيظهر لنا المربع الحواري التالي: نقوم بنقل المتغير المراد دراسته إلى خانة **Test Variable** ونضع في خانة **Test Value** الرقم المراد المقارنة به، في مثالنا هذا هو معدل 12.12



ثم من خلال أمر **Options** نختار النسبة 95% أو 99% ونختار **Exclude cases analysis by** ثم **Ok** ثم **Continue** ثم **analysis**



فقط ظهر لنا عدة جداول في صفحة **Output**

الجدول الأول: هو الجدول الوصفي للاختبار يحتوي على: عدد العينة المجموعة - المتوسط الحسابي - الانحراف المعياري.

One-Sample Statistics				
	N	Mean	Std. Deviation	Std. Error Mean
معدلات الفوج 01 من قسم علم النفس	10	11.90	4.818	1.524

الجدول الثاني: يحتوي على عدة قيم أهمها:

$0.22 = \text{Mean Difference}$ •

$0.14 = T$ •

$9 = Df$ •

$0.88 = Sig$ • تمثل قيمة مستوى الدلالة وهي أكبر من 0.05، فإننا نقبل الفرض الصافي ونرفض

البديل ونقول أنه لا توجد فروق بين متوسط معدلات طلبة الفوج 01 ومتوسط معدلات طلبة القسم

كل.

One-Sample Test						
	Test Value = 12.12			95% Confidence Interval of the Difference		
	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Lower	Upper
معدلات الفوج 01 من قسم علم النفس	-1.44-	9	.888	-.220-	-3.67-	3.23

الحالة الحادي عشر:

فروق + متغير تابع كمي + متغير مستقل مكون من أكثر من مجموعتين

(دراسة الفروق في المتغير كمي بناءاً على 3 متوسطات فأكثر)

في هذه الحالة نستخدم اختبار تحليل التباين الأحادي Anova

1- اختبار تحليل التباين :Anova

مثال: عن فرضية الفروق لتحليل التباين الأحادي:

- توجد فروق في الأداء المهني تعزى للخبرة المهنية (أقل من 5 سنوات، بين 5 و15 سنة، أكثر من 15 سنة)

فروق + متغير تابع كمي + متغير مستقل مكون من أكثر من مجموعتين مستقلتين

= اختبار تحليل التباين الأحادي

نلاحظ من خلال هذه الفرضية أنها فرضية فروق وأن المتغير التابع (الأداء المهني) كمي وأن المتغير المستقل (البرنامج التدريسي) يتكون من ثلاثة مجموعات هي : (أقل من 5 سنوات) وبين 5 و15 سنة) و(أكثر من 15 سنة) ، وأن هذه المجموعات مستقلة عن بعضها البعض، لذلك في هذه الحالة نستخدم اختبار F التحليل التباين الأحادي Anova.

وهو اختبار "F" أو اختبار تحليل التباين لصاحب العالم روتاك فيشر (1918)، وهو اختبار الفروق بين 3 متوسطات فأكثر للتأكد من أن الفروق بين هذه المتوسطات ذات دلالة إحصائية، ويكون تحليل التباين من التباين بين المجموعات أي الاختلاف بين الأفراد في كل المجموعات والتباين داخل المجموعات أي الاختلاف بين الأفراد داخل كل مجموعة على حد. (عبان، تحليل التباين الأحادي الاتجاه، 2020)

لاستخدام هذا الاختبار يجب أن تتحقق شروط الاحصاء البرامتي (سابقة الذكر) بالإضافة إلى:

- وجود أكثر من مجموعتين (3 فما فوق)

- المتغير التابع كمي

- استقلالية المجموعات في المتغير المستقل

أنواعه: لديه الكثير من الأنواع أهمها

• تحليل التباين الأحادي One way Anova: إذا كان المتغير المستقل واحد ويكون من 3

مجموعات فما فوق ومتغير تابع واحد كمي (وهو الأكثر استخداماً في البحوث الاجتماعية)

- **تحليل التباين المتعدد Two way Anova:** اذا كان هناك متغيرين مستقلين أو أكثر ومتغير تابع واحد كمي

- **تحليل التباين متعدد المتغيرات التابعة Manova:** هناك أكثر من متغير تابع كمي
 - أ- **تحليل التباين الاحادي One way Anova:**

ويمكن حسابه وفق الطريقة التالية :

1- حساب مجموع المربعات الكلي وفق القانون التالي :

$$\text{مجموع المربعات الكلي} = \sum x^2 - \frac{(\sum x)^2}{n}$$

حيث $\sum x^2$ تمثل مجموع مربعات جميع الدرجات لدى جميع المجموعات

$(\sum x)^2$ تمثل مربع مجموع جميع الدرجات لدى جميع المجموعات

العدد الكلي للأفراد n

2- نقوم بحساب مجموع المربعات بين المجموعات وفق القانون التالي :

$$\frac{(\sum x_1)^2}{n_1} + \frac{(\sum x_2)^2}{n_2} + \dots + \frac{(\sum x_k)^2}{n_k} - \frac{(\sum x)^2}{N} = \text{مجموع المربعات بين المجموعات}$$

حيث :

$(\sum x_1)^2$ تمثل مربع مجموع درجات المجموعة الأولى

$(\sum x_2)^2$ تمثل مربع مجموع درجات المجموعة الثانية

$(\sum x_k)^2$ تمثل مربع مجموع درجات المجموعة (k)

$(\sum x)^2$ تمثل مربع مجموع جميع الدرجات لدى جميع المجموعات

N العدد الكلي للأفراد

n_1 عدد أفراد المجموعة الأولى

n_2 عدد أفراد المجموعة الثانية

n_K عدد أفراد المجموعة K

3- حساب مجموع المربعات داخل المجموعات (الخطأ والباقي) : ويتم ذلك من خلال القانون التالي :

مجموع المربعات داخل المجموعات = مجموع المربعات الكلية - مجموع المربعات بين المجموعات

4- حساب درجات الحرية: يتم حسابها كما يلي :

درجة الحرية بين المجموعات = عدد المجموعات - 1 أي $K - 1$

درجة الحرية داخل المجموعات = المجموع الكلي للأفراد - عدد المجموعات أي $(N - K)$

درجة الحرية للتبين الكلي = المجموع الكلي للأفراد - 1 أي $(N - 1)$

5- حساب متوسط المربعات: ويتم حسابها كما يلي:

متوسط المربعات بين المجموعات = مجموع المربعات بين المجموعات ÷ درجات الحرية،

$$MSB = \frac{SSB}{K-1} \text{ أي}$$

متوسط المربعات داخل المجموعات = مجموع المربعات بين المجموعات ÷ درجة الحرية

$$MSW = \frac{SSW}{N-K} \text{ أي}$$

6- حساب النسبة الفائية F: ويتم حسابها كما يلي:

$$F = \frac{\frac{MSB}{MSW}}{\frac{\text{متوسط المجموعات}}{\text{متوسط المربعات داخل المجموعات}}} = F$$

ويتم تلخيص العمليات الحسابية من خلال الجدول التالي:

مصدر التباين Source	مجموع المربعات Sum Of Squares	درجات الحرية Degrees of Freedom	متوسط المربعات Mean Of Squares	F المحسوبة Calculated F
بين المجموعات SS Between Groups	$SSB = \frac{(\sum x_1)^2}{n_1} + \frac{(\sum x_2)^2}{n_2} + \dots + \frac{(\sum x_k)^2}{n_k} - \frac{(\sum x)^2}{N}$	$df = K-1$	$MSB = \frac{SSB}{K-1}$	$\frac{MSB}{MSW}$
داخل المجموعات SS Within Groups	$SSW = Total - SS_{Between}$	$df = N - K$	$MSW = \frac{SSW}{N-K}$	
التبين الكلي Total	$SST = \sum x^2 - \frac{(\sum x)^2}{N}$	$df = N - 1$		

7- إيجاد F الجدولية عند درجة الحرية (df) البسط $K-1$ (عدد المجموعات) وعند درجة الحرية (df)

المقام $N - K$ ومستوى الدلالة 0.05، ثم نقارن بين F الجدولية و F المحسوبة

✓ بديل اختبار تحليل التباين الأحادي (ANOVA) :

البديل 01: اذا لم تتوفر احدى شروط الاحصاء البرامتي او كان المتغير التابع رتبي

ملاحظة: البديل لاختبار تحليل التباين الأحادي (ANOVA) يُستخدم عندما لا تتحقق افتراضات ANOVA، مثل التوزيع الطبيعي وتجانس التباين بين المجموعات أو كانت بيانات المتغير التابع رتيبة .

البدائل الأكثر شيوعاً لاختبار ANOVA هو اختبار كروسكال والاس

متى يُستخدم اختبار كروسكال والاس (Kruskal-Wallis H Test) ؟

- البيانات غير موزعة طبيعياً : عندما لا تتحقق افتراضات التوزيع الطبيعي للبيانات.
- عدم تجانس التباين : إذا كانت المجموعات لا تظهر تبايناً متجانساً.
- البيانات الترتيبية : يستخدم مع البيانات الترتيبية أو الرتبية، أو مع البيانات الكمية التي لا تتحقق افتراضات ANOVA.

كيفية عمله:

يقارن رتب البيانات بين ثلاثة مجموعات أو أكثر لتحديد ما إذا كانت هناك فروق ذات دلالة إحصائية بين المجموعات.

البديل 02: إذا كان المتغير التابع اسمى

للبيانات الاسمية البحثة، يفضل استخدام اختبار كاي تربيع أو اختبار فيشر الدقيق بناءً على حجم العينة وتوزيع البيانات، اختبار كاي تربيع للاستقلالية (χ^2 Chi-Square Test of Independence) يمكن استخدامه للتعامل مع أكثر من مجموعتين. هذا الاختبار يستخدم لفحص العلاقة بين متغيرين اسميين في جدول تكرارات (Contingency Table) وقد يكون له أكثر من فئة في كل متغير. لهذا يمكن استخدامه كبديل لاختبار تحليل التباين الأحادي في حالة البيانات الاسمية.

2- حساب اختبار F تحليل التباين الأحادي Anova يدوياً:

مثال تطبيقي:

قام باحث بقياس الأداء المهني لمجموعة من الموظفين، وأراد أن يرى هل هناك فروق في أداء هؤلاء الموظفين تعزى لمتغير الخبرة المهنية، حيث قسم الخبرة المهنية إلى 3 مجموعات كالتالي:

المجموعة 01 : أقل من 5 سنوات

المجموعة 02: بين 5 و 15 سنة

المجموعة 03: أكثر من 15 سنة

المطلوب: حساب اختبار F والتأكد هل توجد فروق في أداء الموظفين تعزى للخبرة المهنية؟

\bar{X}	Σ	الأداء المهني										x_1	x_2	x_3	
		9	8	3	4	5	7								
6	36											Aقل من 5			
4.1429	29		6	4	1	2	3	4	9			بين 5 و 15			
6.25	50	4	9	6	4	8	7	7	5			Aكثر من 15			
	244	0	0	81	64	9	16	25	49	x_1^2					
	163	0	36	16	1	4	9	16	81	x_2^2					
	336	16	81	36	16	64	49	49	25	x_3^2					

أولاً : نقوم المتوسطات الحسابية للمجموعات

$$\bar{x}_1 = \frac{\sum x_1}{n_1} = \bar{x}_2 = \frac{\sum x_2}{n_2} = \frac{36}{6} = 6 = \bar{x}_3 = \frac{\sum x_3}{n_3} = \frac{29}{7} = 4.14 = \frac{50}{8} = 6.25$$

ثانياً: نقوم بحساب مجموع المربعات بين المجموعات وفق القانون التالي: (لدينا 3 مجموعات)

$$\begin{aligned} \text{مجموع المربعات بين المجموعات} &= \frac{(\sum x_1)^2}{n_1} + \frac{(\sum x_2)^2}{n_2} + \frac{(\sum x_3)^2}{n_3} - \frac{(\sum x)^2}{n} \\ &= \frac{(36)^2}{6} + \frac{(29)^2}{7} + \frac{(50)^2}{8} - \frac{(36+29+50)^2}{6+7+8} \\ &= 216 + 120.14 + 312.5 - 629.76 = 18.88 \end{aligned}$$

ثالثاً: حساب مجموع المربعات الكلي وفق القانون التالي:

$$\begin{aligned} \text{مجموع المربعات الكلي} &= \sum x^2 - \frac{(\sum x)^2}{n} = (244 + 163 + 336) - \frac{(36+29+50)^2}{6+7+8} \\ &= 743 - 629.76 = 113.24 \end{aligned}$$

رابعاً: حساب مجموع المربعات داخل المجموعات (الخطأ والباقي): ويتم ذلك من خلال

القانون التالي:

مجموع المربعات داخل المجموعات = مجموع المربعات الكلي - مجموع المربعات بين المجموعات

$$\text{مجموع المربعات داخل المجموعات} = 18.88 - 113.24$$

$$\text{مجموع المربعات داخل المجموعات} = 94.35$$

ويتم تلخيص العمليات الحسابية في الجدول التالي:

F الجدولية	F المحسوبة	متوسط المربعات <i>Mean of Squares</i>	درجات الحرية <i>df</i>	مجموع المربعات <i>Sum of Squares</i>	مصدر التباين <i>source</i>
3.55	1.80	9.44	2	18.88	بين المجموعات <i>Ss between groups</i>
		5.24	18	94.35	داخل المجموعات <i>Ss within groups</i>
			20	113.24	التبابن الكلي <i>total</i>

خامساً: حساب درجات الحرية:

$$\text{درجة الحرية بين المجموعات} = K - 1 \quad (\text{عدد المجموعات})$$

$$N - K = 21 - 3 = 18 \quad \text{درجة الحرية داخل المجموعات:}$$

درجة الحرية للتباين الكلي = المجموع الكلي للأفراد - $N - 1 = 21 - 1 = 20$

سادساً: حساب متوسط المربعات:

متوسط المربعات بين المجموعات = مجموع المربعات ÷ درجة الحرية = $9.44 = 2 \div 18.88$

متوسط المربعات داخل المجموعات = مجموع المربعات ÷ درجة الحرية = $5.24 = 18 \div 94.35$

سابعاً: إيجاد قيمة F المحسوبة وفق القانون التالي: $F = \frac{\text{متوسط المجموعات بين المجموعات}}{\text{متوسط المربعات داخل المجموعات}}$

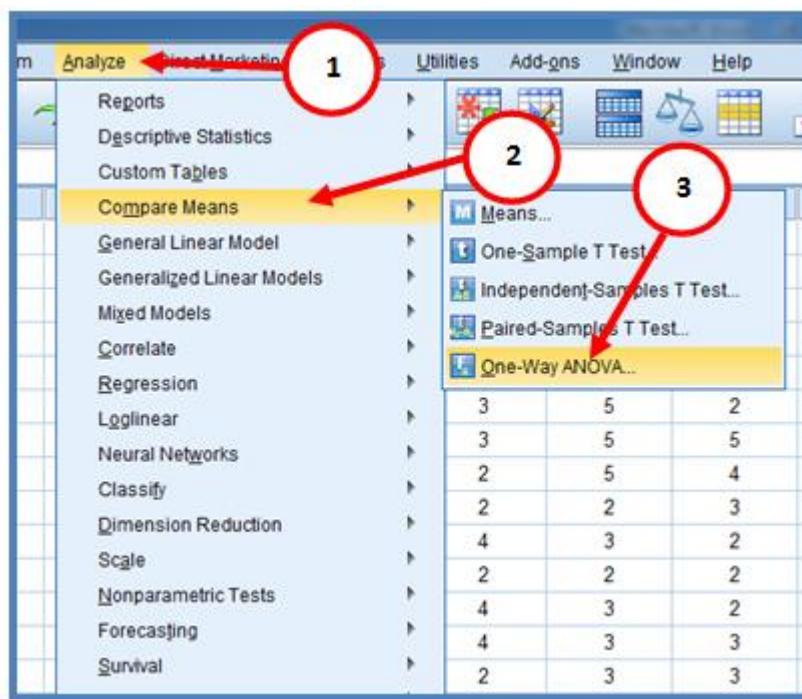
$$1.80 = \frac{9.44}{5.24} = F$$

يجب إيجاد F الجدولية عند درجة الحرية (df) البسيط $K = 2$ ، عند درجة الحرية (df) المقام $N - K = 18 - 2 = 16$ ومستوى الدلالة 0.05. ونجد أنها تساوي 3.55 ، فإذا فإن F المحسوبة تساوي 1.80 وهي أقل من القيمة الجدولية 3.55 فإننا نقبل الفرض الصافي ونرفض البديل ونقول أنه لا توجد فروق أداء الموظفين تعزى للخبرة المهنية.

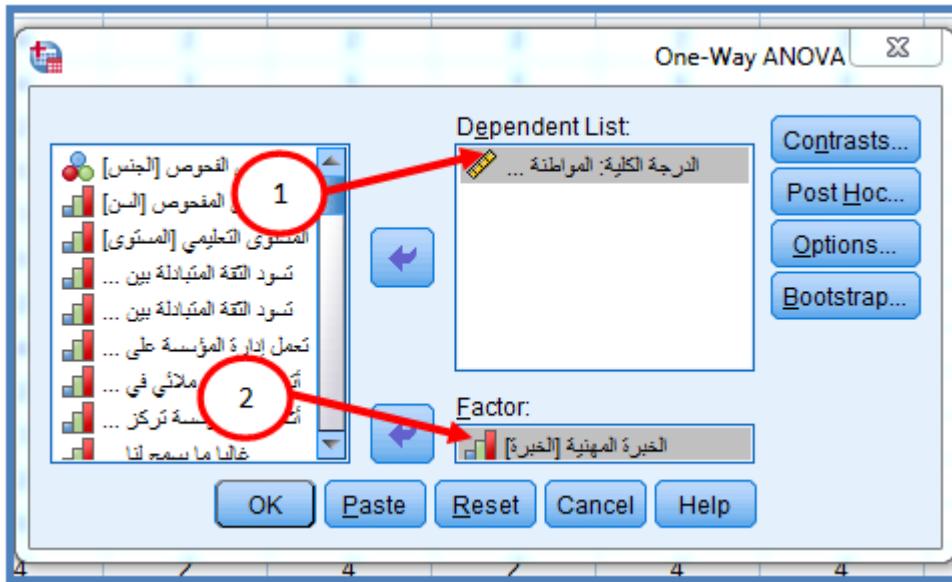
3- حساب اختبار F تحليل التباين الأحادي Anova باستخدام Spss

لحساب اختبار F تحليل التباين الأحادي Anova نتبع الخطوات التالية:

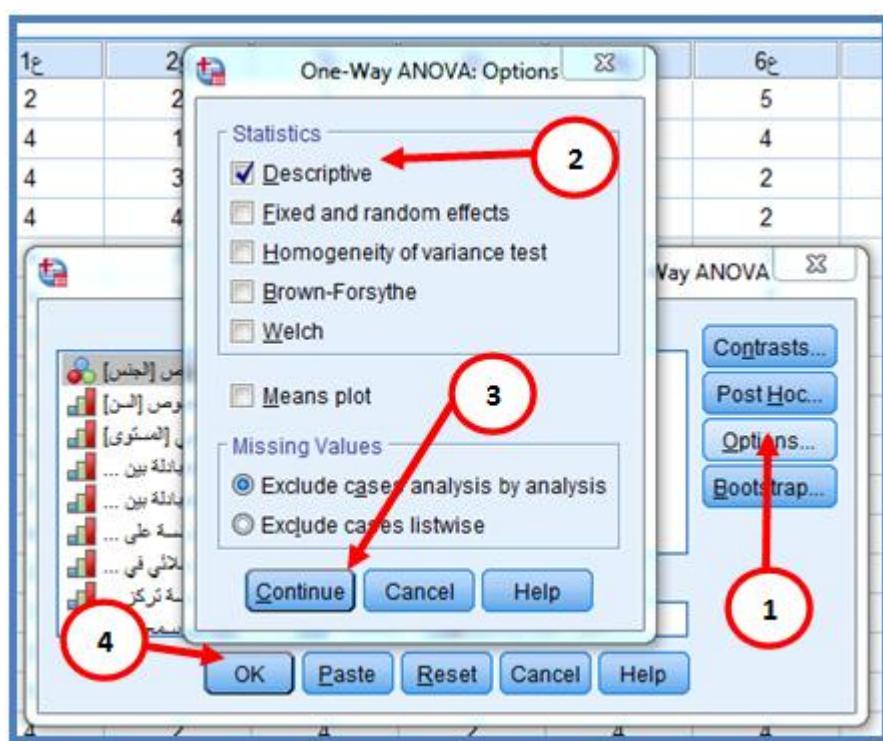
Analyze → Compare Means → One-Way ANOVA



Dependent List: يقوم بنقل المتغير المراد دراسته إلى خانة **Factor** المجموعات المراد دراسة ولتكن مثلاً الموافنة التنظيمية ونضع في خانة **dependent list** المجموعات المراد دراسة الفروق بينهم (أكثر من 3)، في مثالنا هذا هي الخبرة المهنية.



ثم من خلال أيقونة **Descriptive** يظهر مربع حواري نختار منه **Descriptive** من أجل بعض المعلومات الإحصائية ثم **OK** ثم **Continue**



فظهور لنا عدة جداول في صفحة **Output**

الجدول الأول: هو الجدول الوصفي للاختبار يحتوي على: عدد العينة - المتوسط الحسابي - الانحراف المعياري، لكل مجموعة على حدٍ وكل العينة .

Descriptives								
الدرجة الكلية: المواطننة التنظيمية								
	N	Mean	Std. Deviation	Std. Error	95% Confidence Interval for Mean		Minimum	Maximum
أقل من 5 سنوات	6	62.50	11.845	4.836	50.07	74.93	43	77
من 5 إلى 15 سنة	9	63.56	10.573	3.524	55.43	71.68	50	80
أكثر من 15 سنة	35	60.60	7.628	1.289	57.98	63.22	48	76
Total	50	61.36	8.625	1.220	58.91	63.81	43	80

الجدول الثاني: يحتوي على عدة قيم أهمها:

- $0.22 = \text{Mean Difference}$
- $0.46 = F$
- $0.62 = \text{Sig}$
- تمثل قيمة مستوى الدلالة وهي أكبر من 0.05، فإننا نقبل الفرض الصافي ونرفض البديل ونقول أنه لا توجد فروق في المواطننة التنظيمية تعزى للخبرة المهنية لدى أفراد عينة الدراسة.

ANOVA					
الدرجة الكلية: المواطننة التنظيمية					
	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Between Groups	71.398	2	35.699	.469	.628
Within Groups	3574.122	47	76.045		
Total	3645.520	49			

الحالة الثانية عشر: وتحتوي بدورها على 2 أنواع

فروق + متغير نوعي + متغير مستقل مكون من مجموعات

(دراسة الفروق في المتغير نوعي بناءً على عدة متوسطات)

في هذه الحالة نستخدم اختبار كاف تربع (χ^2)

وهي مجموعة من معاملات الفروق التي نلجأ إليها في حالة عدم تتحقق شروط الإحصاء البرامترى ودورها دراسة الفروق بين المجموعات لمتغيرات الدراسة .

ومن أشهر هذه الاختبارات نجد اختبار كاف تربيع (χ^2) وهو يعد من أهم اختبارات الدلالة الإحصائية وأكثرها شيوعا لأنها لا تعتمد على شكل التوزيع، ولذا فهي تعد من المقاييس الابرامترية أي مقاييس التوزيعات الحرة، وترجع النشأة الأولى لاختبار كا² إلى البحث الذي نشره كارل بيرسون في أوائل القرن العشرين. حيث يعتبر من الاختبارات الابرامترية التي تستخدم في تحليل البيانات الاسمية والرت比ة المصنفة بمقاييس اسم ي أو مقياس رتبى ويصلح لمعالجة البيانات النوعية التي تكون على شكل تكرارات بمجموعات أو أصناف معينة. (القصاص، 2007، ص، 271)

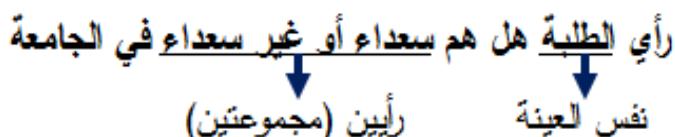
شروطه:

- قيمه كاف تربيع دائما تكون موجبة
 - أن تكون البيانات على شكل تكرارات وليس نسبا مئوية أو كسورة
 - ألا يقل مجموع التكرارات الفعلية عن 20 تكرارا
 - ألا يقل مجموع التكرارات المتوقعة في كل فئة عن خمس تكرارات
- لدينا عدة أنواع من اختبار كا² وهي:

الحالة الثاني عشر: النوع الأول

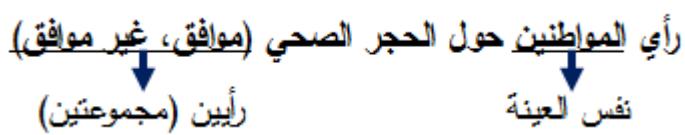
1- كا² لعينة واحدة (حسن المطابقة):

مثال 1: عن فرضية كا² لعينة واحدة (حسن المطابقة): لدراسة الفروق بين التكرارات المتوقعة والحقيقة لنفس أفراد العينة:



في هذا المثال نجد نفس الطالب أي أفراد العينة لكن بتقريباً في الإجابة عن سؤاله هل أنت سعيد أو غير سعيد، ويتم مقارنة التكرارات المتوقعة وهي ما نتوقعه من رأي الطلبة حول هل هم سعداء أو لا في الجامعة مع التكرارات الحقيقة وهي إجابات الطلبة الحقيقة حول الموضوع ونجد هل هناك فروق بين هذه التكرارات أو لا.

مثال 2: عن فرضية كا² لعينة واحدة (حسن المطابقة): لدراسة الفروق بين التكرارات المتوقعة والحقيقة لنفس أفراد العينة:



في هذا المثال نجد نفس أفراد العينة لكن بتقريعين في الإجابة أي استجابتين عن سؤالهم حول رأيهم في الحجر الصحي (موافق ، غير موافق) ، ويتم مقارنة هذه الاستجابات بما كنا نتوقعه حول الحجر الصحي، ونجد هل هناك فروق بين هذه التكرارات أو لا .

يتم فيه اختبار مدى تطابق التكرارات الحقيقية مع التكرارات المتوقعة لنفس أفراد العينة، أي وجود متغير واحد نوعي يحمل تفاصيل ويحسب بالمعادلة التالية:

$$x^2 = \sum \frac{(f_o - f_e)^2}{f_e}$$

حيث : x^2 : كا² (بالعربية)

f_o التكرارات المشاهدة (القيم الفعلية)

f_e التكرارات المتوقعة ($\frac{\text{المجموع الكلي}}{\text{عدد البدائل}}$) (بوحفص، 2011، ص، 193)

2- حساب اختبار كاف تربع (كا²) لعينة واحدة (حسن المطابقة) يدويا:

مثال تطبيقي:

في دراسة لسبر آراء المواطنين حول الحجر الصحي (موافق، غير موافق) تحصلنا على النتائج التالية:

رأي المواطنين	التكرارات	موافق	غير موافق	المجموع
150	94	56	56	150

المطلوب: هل توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين الموافقين عن الحجر الصحي وغير موافقين؟

الحل:

أولاً: إيجاد التكرارات المتوقعة

$$f_e = \frac{150}{2} = \left(\frac{\text{المجموع الكلي}}{\text{عدد البدائل}} \right)$$

$\frac{(f_e - f_o)^2}{f_e}$	$(f_e - f_o)^2$	$f_o - f_e$	التكرارات المتوقعة f_e	التكرارات المشاهدة f_o	رأي المواطنين
4.81	361	19	$\frac{150}{2} = 75$	94	موافق
4.81	361	19 -	$\frac{150}{2} = 75$	56	غير موافق
9.62				150	Σ

ثانياً: حساب كا² لعينة واحدة (حسن المطابقة) بالمعادلة التالية:

$$x^2 = \sum \frac{(f_o - f_e)^2}{f_e} = 9.62$$

ثالثاً: إيجاد قيمة χ^2 الجدولية: من أجل التأكيد من الدلالة الإحصائية.

لدينا مستوى الدلالة 0.05

ولدينا درجة الحرية $df = (\text{عدد البدائل}) - 1 = 1 - 2 = -1$

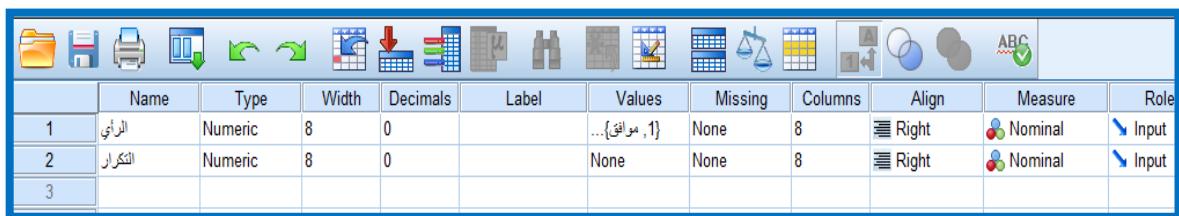
ومنه فإن قيمة χ^2 الجدولية تساوي 3.84 وهي أقل من قيمة χ^2 المحسوبة التي تساوي 9.62، وبالتالي فإننا نرفض الفرض الصفرى ونقبل البديل أي نؤكّد وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين الموافقين والغير موافقين للحجر الصحي.

3- حساب اختبار كاف تربع (χ^2) لعينة واحدة (حسن المطابقة) باستخدام Spss

لدينا البيانات التالية:

رأي المواطنين	موافق	غير موافق	المجموع
التكرارات	94	56	150

أولاً : نقوم بإدخال البيانات للبرنامج بهذا الشكل

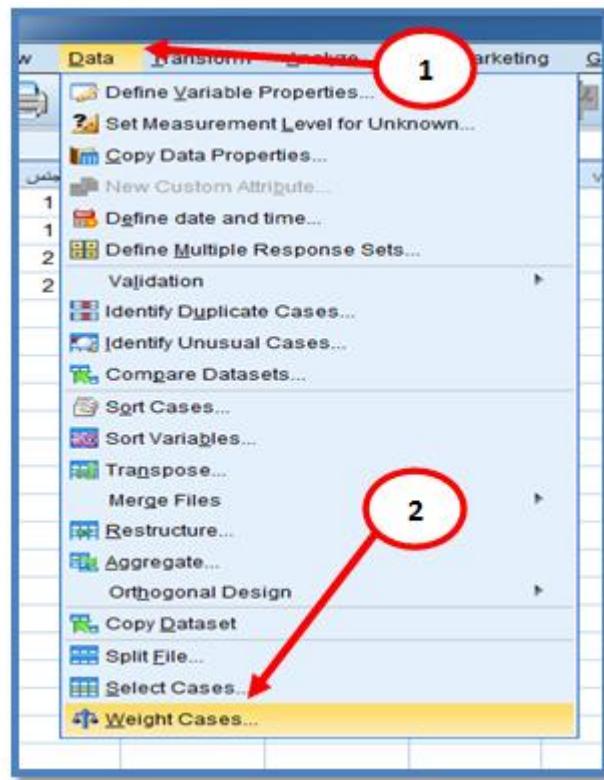


	رأي	النكرار
1	موافق	94
2	غير موافق	56
3		

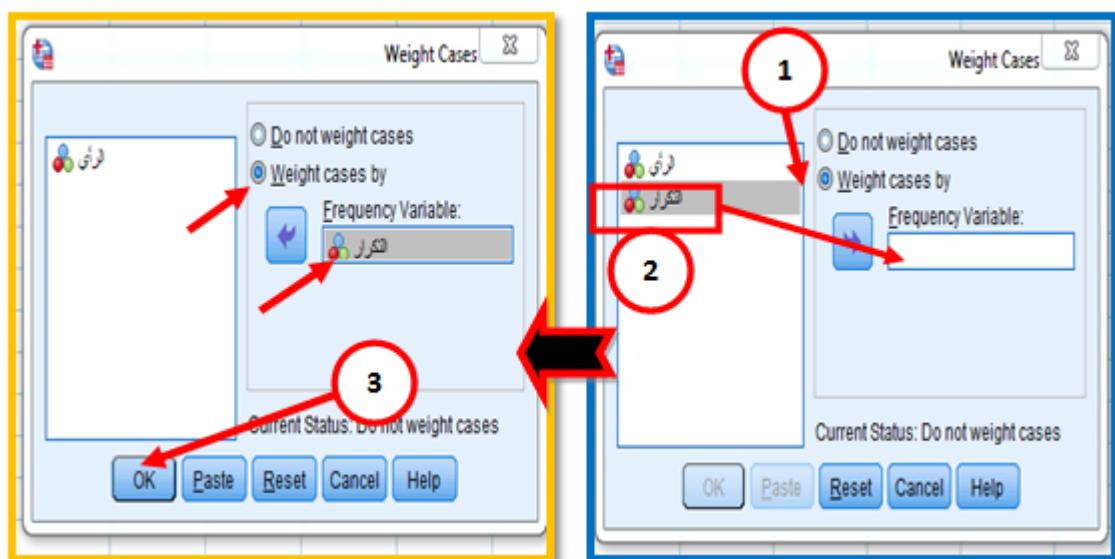
	رأي	النكرار
1	1	94
2	2	56
3	.	.

ثانياً: نقوم بتعريف البرنامج المتغير الثاني في الصفحة عبارة عن تكرارات حتى يتعامل البرنامج مع ذلك بالخطوات التالية:

Data → Weight Cases

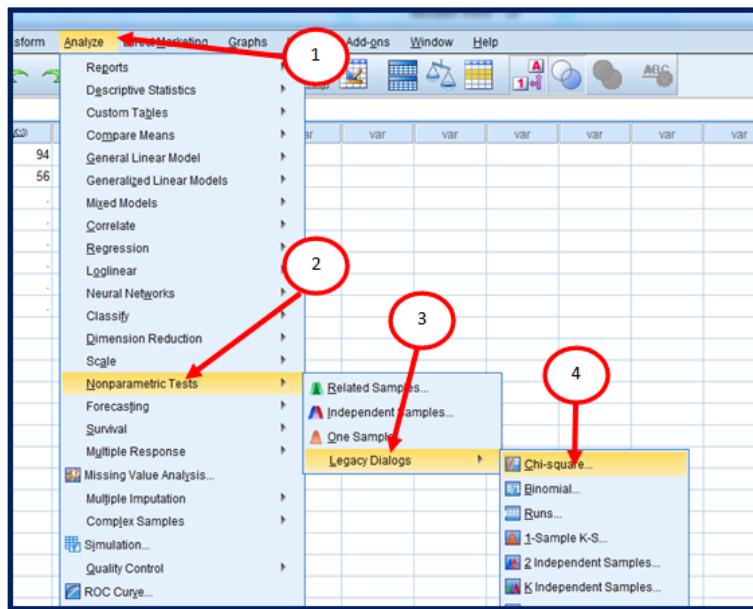


فيظهر مربع حواري نقوم فيه بالضغط على خانة **Weight Cases by**، ونقوم أيضاً بنقل **Ok Frequency Variable** (التكرارات) لخانة **Frequency Variable**

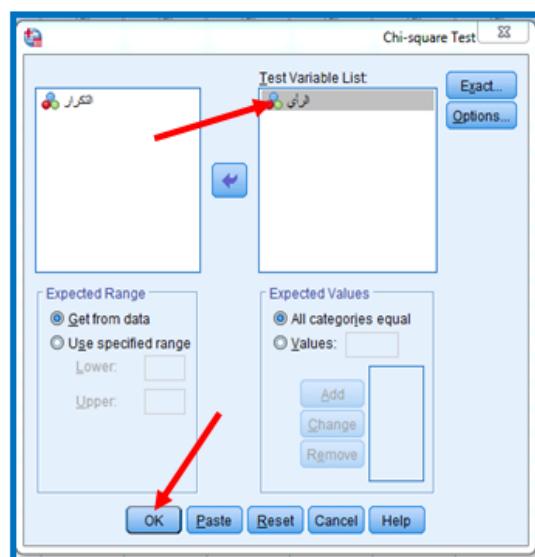
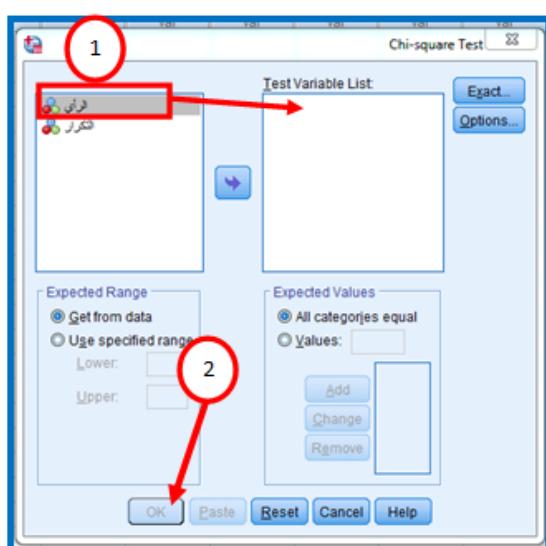


ثانياً نقوم بحساب χ^2 لمجموعة واحدة (حسن المطابقة) كالتالي:

Analyze → Nonparametric Tests → Legacy Dialogs → Chi-square



فيظهر لنا مربع حواري نقوم من خلاله بنقل المتغير المراد دراسته (الرأي) إلى خانة Test Variable ، ثم Ok ، ثم List



فقط لـ **Output** في صفحة عدة جداول

الجدول الأول: وفيه التكرارات للمعطيات الأولية والتكرارات المتوقعة

الرأي			
	Observed N	Expected N	Residual
موافق	94	75.0	19.0
غير موافق	56	75.0	-19.0-
Total	150		

الجدول الثاني: ويحتوي على

Chi-square : وهي χ^2 وقيمتها تساوي 9.62

$Sig = 0.02$ وهي قيمة الدلالة الإحصائية وهي أقل من مستوى الدلالة 0.05 وبالتالي فهي دالة إحصائية، إذا فإننا نرفض الفرض الصفيري ونقبل البديل أي نؤكد وجود علاقة ارتباطية ذات دلالة إحصائية بين الموافقين والغير موافقين للحجر الصحي.

Test Statistics	
	الرأي
Chi-Square	9.627 ^a
df	1
Asymp. Sig.	.002

الحالة الثاني عشر: النوع الثاني

1- χ^2 لدالة الفروق لعينتين مستقلتين أو أكثر (الاستقلالية):

مثال 1: عن فرضية χ^2 لدالة الفروق لعينتين مستقلتين أو أكثر:

توجد فروق في الرأي حول الحجر الصحي تعزى للجنس

مجموعتين مستقلتين (أو أكثر)

رأيين

في هذا المثال نجد مجموعتين هما الذكور والإإناث نريد معرفة هل هناك فرق بين رأيهما حول الحجر الصحي (موافق، محابي، معارض)، وهما عينتين مستقلتين وذلك من مقارنة التكرار المشاهد مع التكرار المتوقع .

يسمى اختبار الاستقلالية، يطبق عندما يدرس الباحث متغيرين نوعيين، ويكون مستوى القياس الاسمي أو الرتبوي، يمكنه التعرف مدى استقلالية المتغيرين عن بعضهما البعض، أي معرفة إذا كان المتغير الأول يؤثر في المتغير الثاني ويحسب بالمعادلة التالية:

$$X^2 = \sum \frac{(f_o - f_e)^2}{f_e}$$

حيث : X^2 : كا² (بالعربية)

f_0 التكرارات المشاهدة (القيم الفعلية)

$$f_e \text{ التكرارات المتوقعة } = \frac{\text{مجموع صفات الخانة} \times \text{مجموع عمود الخانة}}{\text{المجموع الكلي للعينة}}$$

درجة الحرية = (عدد الصفوف - 1) × (عدد الأعمدة - 1) = DF (بحفص، 2011، ص، 197)

شروطه:

- أن لا يقل أي تكرار متوقع عن 1
- لا يجب أن يتعدى عدد الخانات التي يكون تكرارها المتوقع أقل من 5 نسبة 5% من مجموع التكرارات.

ملاحظة: إذا كان لدينا 100 خانة وكان تكرار 20 منها أقل من 5، فيجب استخدام معادلة التصحيح "ياتس" وهي :

$$X^{*2} = \sum \frac{(|f_o - f_e| - 0.5)^2}{f_e}$$

2- حساب كا² دلالة الفروق لعينتين مستقلتين أو أكثر يدوياً:

مثال تطبيقي 01: (حساب كا² دلالة الفروق لعينتين مستقلتين)

أراد باحث معرفة هل توجد فروق حول الحجر الصحي (موافق، محاید، غير موافق) تعزى للجنس

المطلوب: حساب كا² لمعرفة هل توجد فروق ذات دلالة إحصائية في الرأي حول الحجر (موافق، محاید،

غير موافق) تعزى للجنس (ذكر، أنثى)؟

الحل:

Σ	الرأي حول الحجر الصحي			الجنس
	غير موافق	محاید	موافق	
33 ←	12	05	16	ذكر
17 ←	02	07	08	أنثى
50 ←	14	12	24	Σ

أولاً: إيجاد القيمة المتوقعة f_e من خلال القيم المشاهدة f_0

$$f_e \text{ التكرارات المتوقعة} = \frac{\text{مجموع صفات الخانة} \times \text{مجموع عمود الخانة}}{\text{المجموع الكلي}}$$

مثال: القيمة المشاهدة الأولى هي 16 قيمتها المتوقعة هي : $\frac{24 \times 33}{50} = 15.84$ بهذه الطريقة نكمل باقي الجدول.

$\frac{(f_0 - f_e)^2}{f_e}$	$(f_0 - f_e)^2$	$f_0 - f_e$	القيمة المتوقعة f_e	القيم المشاهدة f_0
0.002	0.002	0.002	0.002	16
1.08	1.08	1.08	1.08	5
0.82	0.82	0.82	0.82	12
0.00	0.00	0.00	0.00	8
2.09	2.09	2.09	2.09	7
1.60	1.60	1.60	1.60	2
5.60			Σ	

ثانياً: حساب اختبار χ^2 بتطبيق القانون وتعويض القيم الموجودة في الجدول:

حيث لدينا :

$$\chi^2 = \sum \frac{(f_0 - f_e)^2}{f_e} = 5.60$$

ثالثاً: إيجاد قيمة χ^2 الجدولية: من أجل التأكيد من الدلالة الإحصائية.

لدينا مستوى الدلالة **0.05**

ولدينا درجة الحرية **2** $= (1 - 2) \times (1 - 3) = (\text{عدد الصفوف} - 1) \times (\text{عدد الأعمدة} - 1)$

ومنه فإن قيمة χ^2 الجدولية تساوي **5.99** وهي أكبر من قيمة χ^2 المحسوبة التي تساوي **5.60**، وبالتالي فإننا نقبل الفرض الصفيري ونرفض الفرض البديل أي نؤكّد عدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية في الرأي حول الحجر الصحي تعزى للجنس.

مثال تطبيقي 2: (حساب χ^2 لدليل الفروق لأكثر من عينتين)

أراد باحث معرفة هل توجد فروق حول مستوى الأداء المهني (راض، محайд، غير راض) تعزى للحالة المستوى التعليمي (متوسط، ثانوي، جامعي).

المطلوب: حساب χ^2 لمعرفة هل توجد فروق ذات دلالة إحصائية في مستوى الأداء المهني (راض، محيد، غير راض) تعزى للحالة المستوى التعليمي (متوسط، ثانوي، جامعي)؟

الحل:

Σ	غير راض	محيد	راض	الرضا عن العمل
المستوى التعليمي				
30 ←	5	10	15	متوسط
60	15	20	25	ثانوي
30	5	15	10	جامعي
120 ←	25	45	50	Σ

أولاً: إيجاد القيم المتوقعة f_e من خلال القيم المشاهدة f_0

$$f_e \text{ التكرارات المتوقعة} = \frac{\text{مجموع صفات الخانة} \times \text{مجموع عمود الخانة}}{\text{المجموع الكلي}}$$

مثال: القيمة المشاهدة الأولى هي 15 قيمتها المتوقعة هي : $\frac{50 \times 30}{120} = 12.5$ بهذه الطريقة نكمل باقي الجدول.

$\frac{(f_0 - f_e)^2}{f_e}$	$(f_0 - f_e)^2$	$f_0 - f_e$	القيم المتوقعة f_e	القيم المشاهدة f_0
0.5	6.25	2.5	12.5	15
0	0	0	25	25
0.5	6.25	- 2.5	12.5	10
0.13	1.56	- 1.25	11.25	10
0.27	6.25	- 2.5	22.5	20
1.24	14.06	3.75	11.25	15
0.24	1.56	- 1.25	6.25	5
0.5	6.25	2.5	12.5	15
0.24	1.56	- 1.25	6.25	2
3.62			Σ	

ثانياً: حساب اختبار χ^2 بتطبيق القانون وتعويض القيم الموجودة في الجدول:

حيث لدينا :

$$\chi^2 = \sum \frac{(f_0 - f_e)^2}{f_e} = 3.62$$

ثالثاً: إيجاد قيمة χ^2 الجدولية: من أجل التأكد من الدلالة الإحصائية.

لدينا مستوى الدلالة **0.05**

ولدينا درجة الحرية $DF = (1 - 3) \times (1 - 3) = 4$ = (عدد الصفوف - 1) × (عدد الأعمدة - 1) = (عدد الصفوف - 1) × (عدد الأعمدة - 1)

ومنه فإن قيمة χ^2 الجدولية تساوي 9.48 وهي أكبر من قيمة χ^2 المحسوبة التي تساوي 3.62، وبالتالي فإننا نقبل الفرض الصفيري ونرفض الفرض البديل أي نؤكّد عدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية في مستوى الأداء عن العمل تعود لمستوى التعليم.

3- حساب χ^2 لدلالة الفروق لعينتين مستقلتين أو أكثر باستخدام Spss

مثال تطبيقي 01: (حساب χ^2 لدلالة الفروق لعينتين مستقلتين)

لدينا البيانات التالية:

المجموع	غير موافق	محايد	موافق	الرأي حول الحجر الصحي	
				ذكر	أنثى
33	12	5	16	ذكر	
17	2	7	8		أنثى
50	14	12	24		المجموع

أولاً : نقوم بإدخال البيانات للبرنامج بهذا الشكل

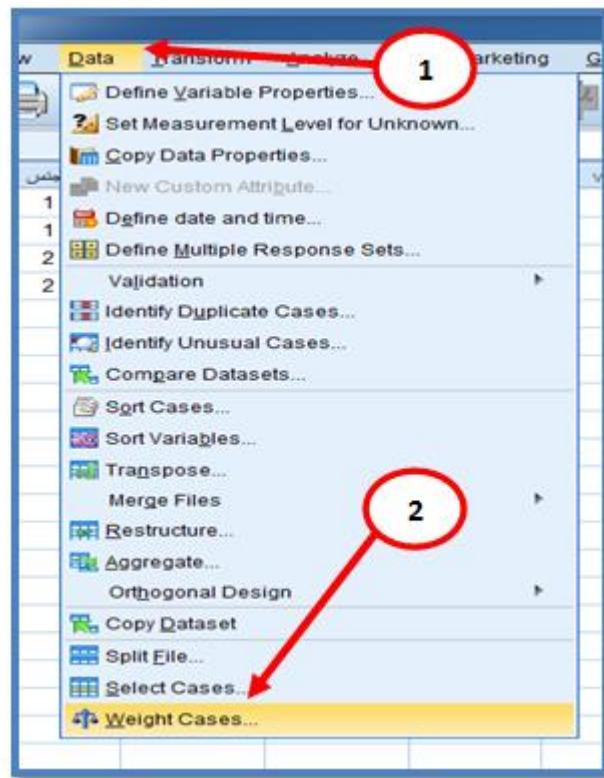
	Name	Type	Width	Decimals	Label	Values	Missing	Columns	Align	Measure	R
1	الرأي	Numeric	8	0	الرأي حول الحجر ...	{1, 0}	None	8	Right	Nominal	Imp
2	الجنس	Numeric	8	0		{1, 0}	None	8	Right	Nominal	Imp
3	التكارات	Numeric	8	0			None	None	Right	Nominal	Imp
4											

	الرأي	الجنس	التكارات
1	موافق	ذكر	16
2	موافق	أنثى	8
3	محايد	ذكر	5
4	محايد	أنثى	7
5	غير موافق	ذكر	12
6	غير موافق	أنثى	2

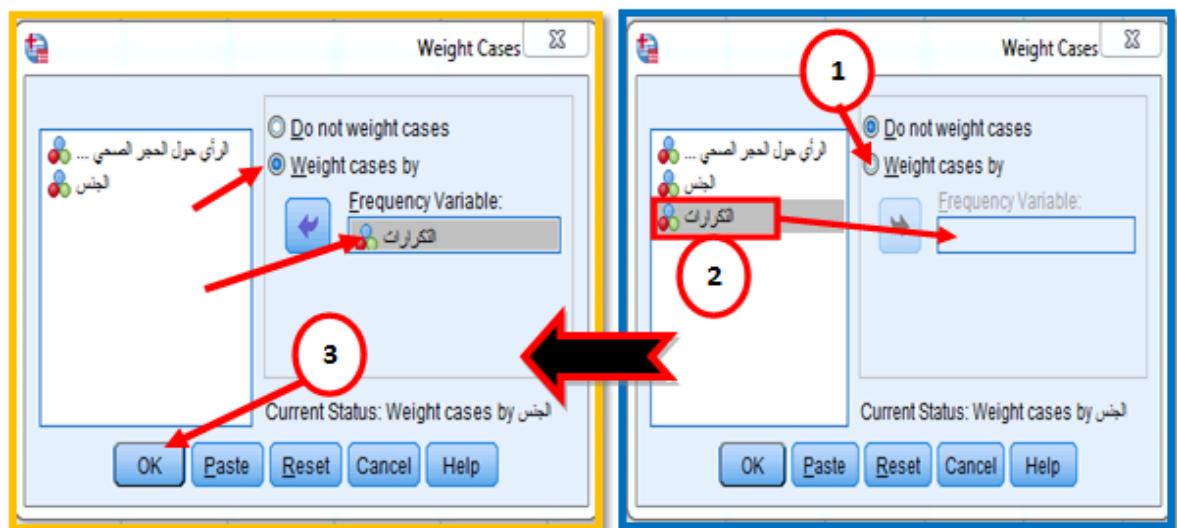
	الرأي	الجنس	التكارات
1	1	1	16
2	1	2	8
3	2	1	5
4	2	2	7
5	3	1	12
6	3	2	2

ثانياً: نقوم بتعريف البرنامج أن المتغير الثالث في الصفحة عبارة عن تكرارات حتى يتعامل البرنامج مع ذلك بالخطوات التالية:

Data → Weight Cases

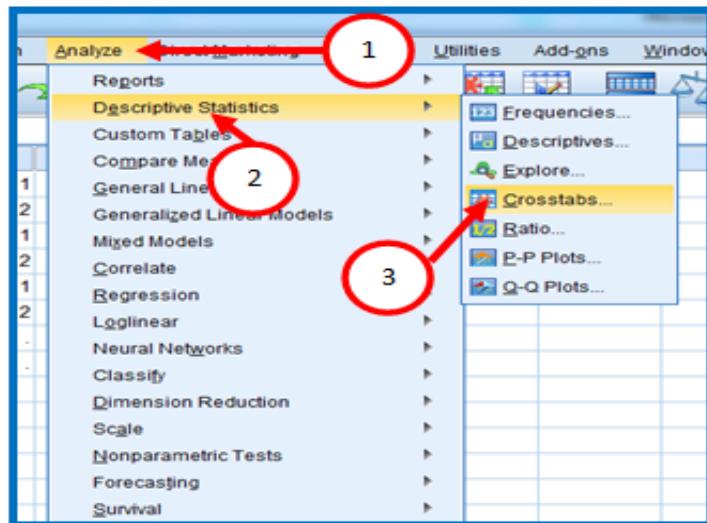


فيظهر مربع حواري نقوم فيه بالضغط على خانة Weight Cases by، ونقوم أيضاً بنقل (التكرارات) لخانة Ok، ثم Frequency Variable

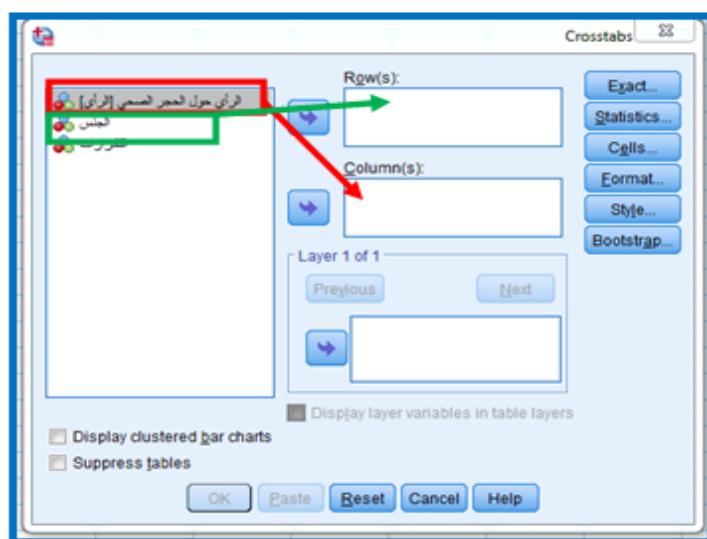


ثالثاً نقوم بحساب χ^2 لدالة الفروق لعينتين مستقلتين كالتالي:

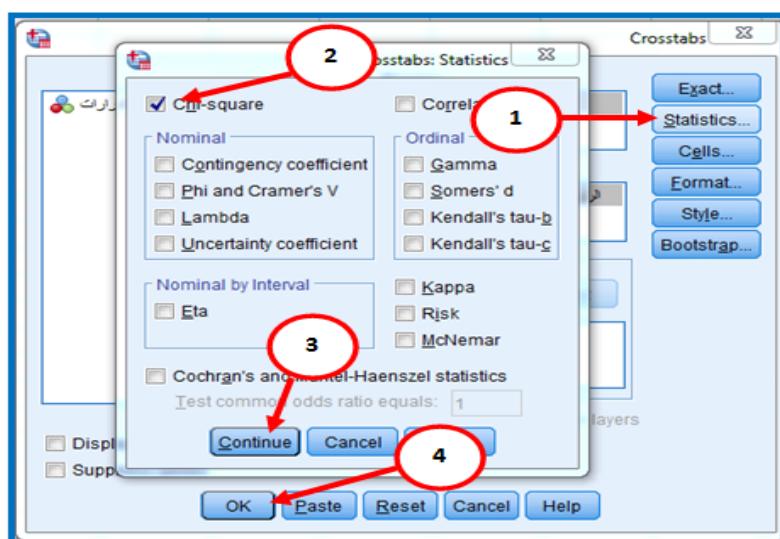
Analyze → Descriptive Statistic → Crosstabs



فيظهر المربع الحواري التالي نقوم فيه بإدخال متغير الرأي إلى **Column** (الأعمدة) ثم إدخال متغير الجنس إلى **Row** (الصفوف) مثل جدول المعطيات



ومن خلال **Statistics** نقوم بالتأشير على **Chi-square** ثم **Continue**



فقط لـ **Output** نـ **جداول** في صفحة

الجدول الأول: وهو يحدد حجم العينة

Case Processing Summary						
	Cases					
	Valid		Missing		Total	
	N	Percent	N	Percent	N	Percent
الجنس * الرأي حول الحجر الصحي	50	100.0%	0	0.0%	50	100.0%

الجدول الثاني: هو نفسه الجدول الذي قمنا بإعداده والمقدم في المعطيات

Crosstabulation الحسن * الرأي حول الحجر الصحي					
Count		الرأي حول الحجر الصحي			
		موافق	محايد	غير موافق	Total
ذكر الجنس	16	5	12	33	
أنثى	8	7	2	17	
Total	24	12	14	50	

الجدول الثالث: وهو المهم ويشتهر على

Chi-square : وهي كـ χ^2 وقيمتها تساوي 5.59

$Sig = 0.06$ وهي قيمة الدلالة الإحصائية وهي أكبر من مستوى الدلالة 0.05 وبالتالي فهي غير دالة إحصائيا، إذا فإننا نقبل الفرض الصفرى ونرفض البديل أي نؤكد عدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية في الرأي حول الحجر الصحي تعزى للجنس.

Chi-Square Tests			
	Value	df	Asymptotic Significance (2-sided)
Pearson Chi-Square	5.596 ^a	2	.061
Likelihood Ratio	5.767	2	.056
Linear-by-Linear Association	.820	1	.365
N of Valid Cases	50		

a. 2 cells (33.3%) have expected count less than 5. The minimum expected count is 4.08.

مثال 2: حساب كـ χ^2 لدلالة الفروق لأكثر من مجموعتين

لدينا البيانات التالية:

المجموع	غير راض	محايد	راض	الأداء المهني	المستوى التعليمي
	30	5	10	15	
60	15	20	25		ثانوي
30	5	15	10		جامعي
120	25	45	50	المجموع	

أولاً : نقوم بإدخال البيانات للبرنامج بهذا الشكل

	Name	Type	Width	Decimals	Label	Values	Missing	Columns	Align	Measure	Role
1	التعليم	Numeric	8	0	مستوى التعليم	...[1, متوسط]	None	8	Center	Ordinal	Input
2	الاداء	Numeric	8	0	مستوى الاداء المهني	...[1, مرتفع]	None	8	Center	Ordinal	Input
3	الكرارات	Numeric	8	0		None	None	8	Center	Nominal	Input
4											

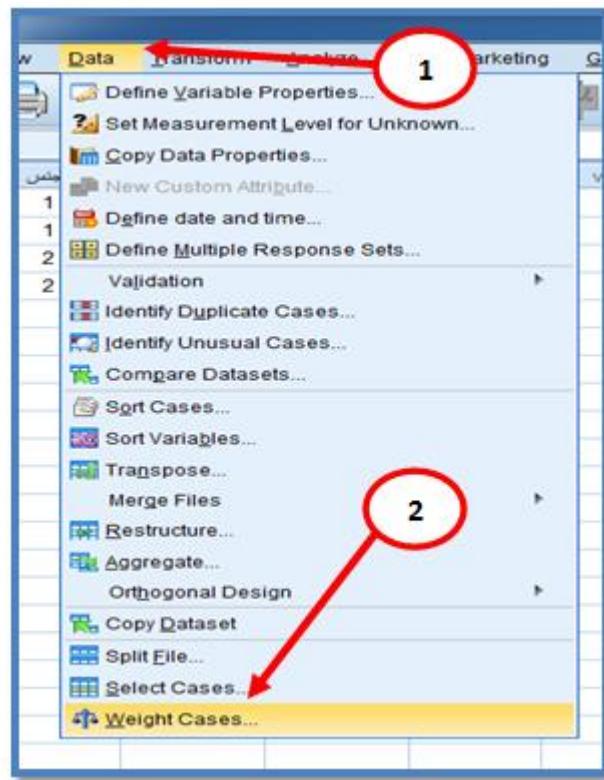
	التعليم	الاداء	الكرارات
1	متوسط	مرتفع	15
2	متوسط	متوسط	10
3	متوسط	منخفض	5
4	ثانوي	مرتفع	25
5	ثانوي	متوسط	20
6	ثانوي	منخفض	15
7	جامعي	مرتفع	10
8	جامعي	متوسط	15
9	جامعي	منخفض	5
10			

	التعليم	الاداء	الكرارات
1	1	1	15
2	1	2	10
3	1	3	5
4	2	1	25
5	2	2	20
6	2	3	15
7	3	1	10
8	3	2	15
9	3	3	5
10			

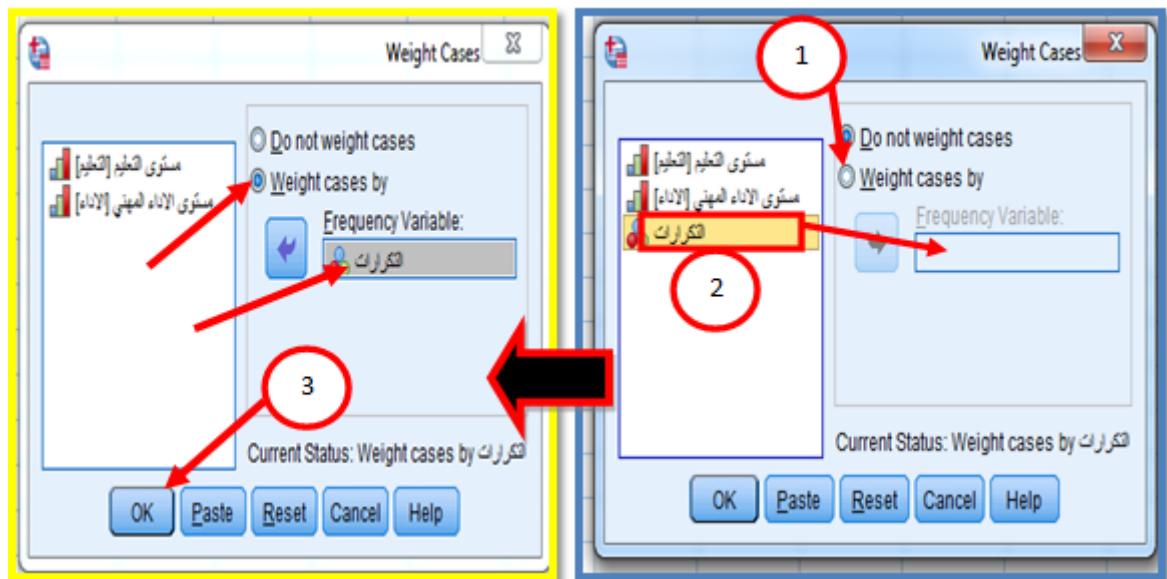
ثانياً: نقوم بتعريف البرنامج أن المتغير الثالث في الصفحة عبارة عن تكرارات حتى يتعامل البرنامج مع

ذلك بالخطوات التالية:

Data → Weight Cases

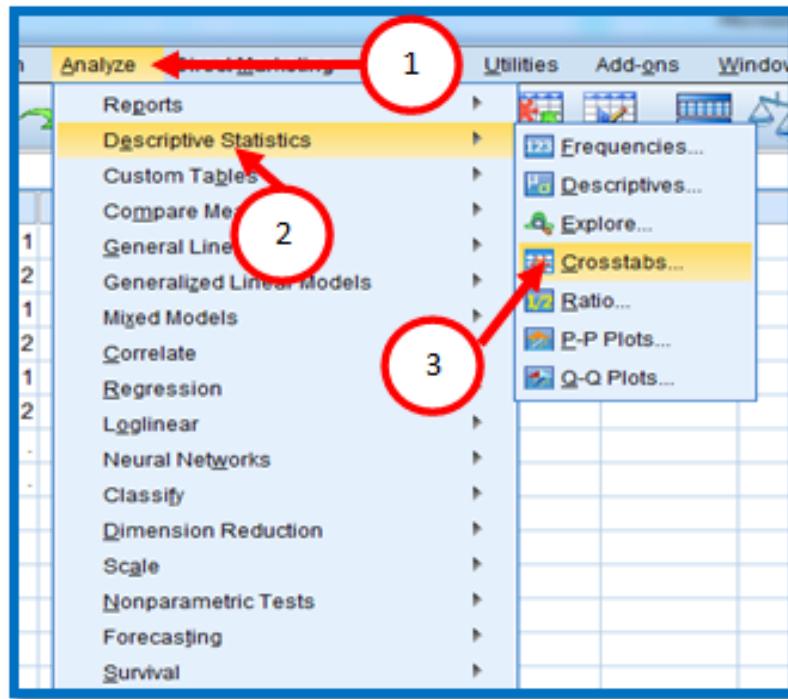


فيظهر مربع حواري نقوم فيه بالضغط على خانة Weight Cases by، ونقوم أيضاً بنقل (التكرارات) لخانة Ok، ثم Frequency Variable

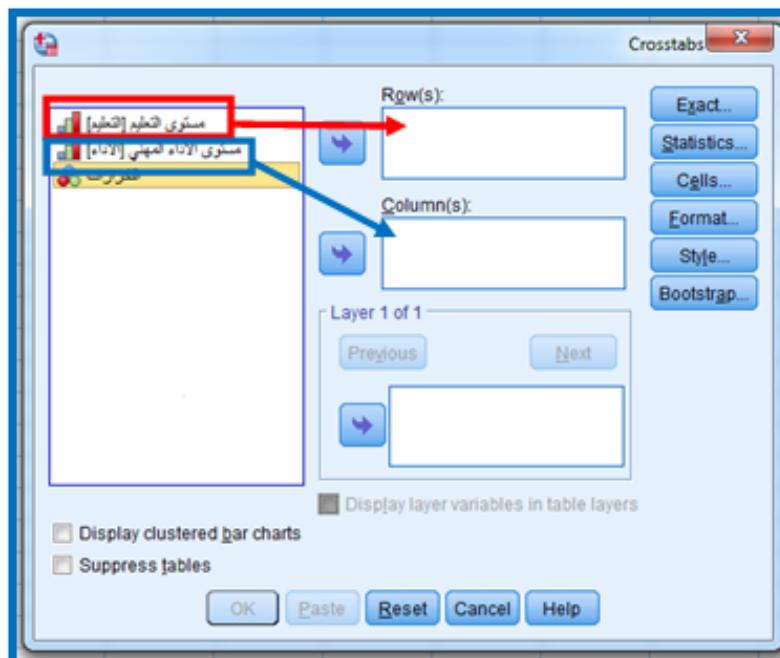


ثالثاً نقوم بحساب χ^2 لدلاله الفروق لأكثر من مجموعتين مستقلتين كالتالي:

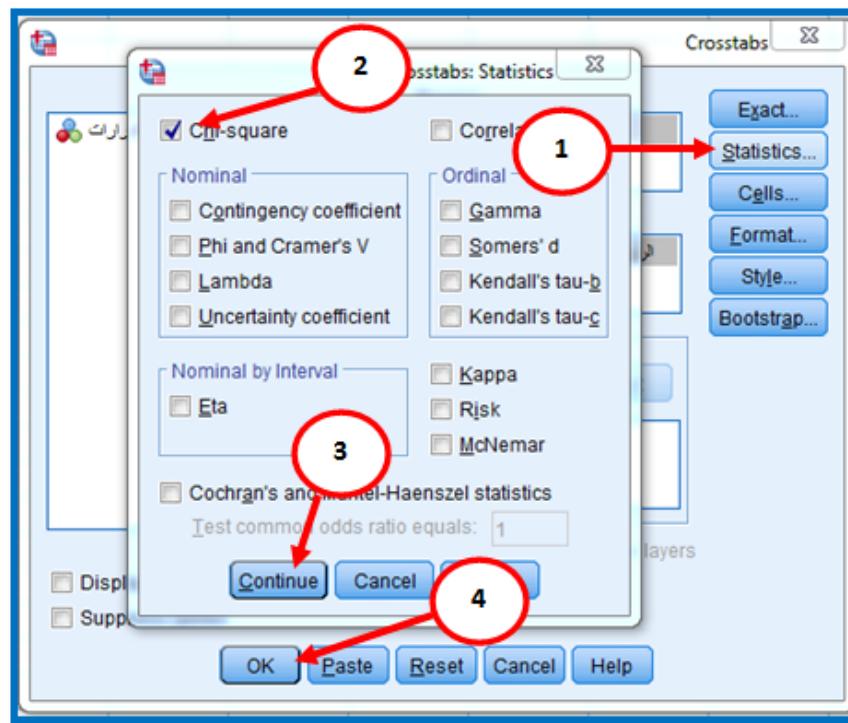
Analyze → Descriptive Statistic → Crosstabs



فيظهر المربع الحواري التالي نقوم فيه بإدخال متغير الأداء المهني إلى **Column** (الأعمدة) ثم إدخال متغير مستوى التعليم إلى **Row** (الصفوف) مثل جدول المعطيات .



ومن خلال **Statistics** نقوم بالتأشير على **Chi-square** ثم **Continue**



فقط ظهر لنا عدة جداول في صفحة **Output**
الجدول الأول: وهو يحدد حجم العينة

Case Processing Summary						
	Cases					
	Valid		Missing		Total	
	N	Percent	N	Percent	N	Percent
مستوى التعليم * مستوى الاداء المهني	120	100.0%	0	0.0%	120	100.0%

الجدول الثاني: هو نفسه الجدول الذي قمنا بإعداده والمقدم في المعطيات

Crosstabulation <small>مستوى التعليم * مستوى الاداء المهني</small>					
Count		مستوى الاداء المهني			Total
		مرتفع	متوسط	منخفض	
مستوى التعليم	متوسط	15	10	5	30
	ثانوي	25	20	15	60
	جامعي	10	15	5	30
Total		50	45	25	120

الجدول الثالث: وهو المهم ويشتهر على
Chi-square : وهي χ^2 وقيمتها تساوي 3.66

$\text{Sig} = 0.45$ وهي قيمة الدلالة الإحصائية وهي أكبر من مستوى الدلالة 0.05 وبالتالي فهي غير دالة إحصائياً، إذا فإننا نقبل الفرض الصافي ونرفض البديل أي نؤكد عدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية في الأداء تعزى لمستوى التعليم. أي هناك استقلالية بين المجموعات.

Chi-Square Tests			
	Value	df	Asymptotic Significance (2-sided)
Pearson Chi-Square	3.667 ^a	4	.453
Likelihood Ratio	3.577	4	.466
Linear-by-Linear Association	.710	1	.399
N of Valid Cases	120		

a. 0 cells (0.0%) have expected count less than 5. The minimum expected count is 6.25.

الحالة الثالثة عشر:

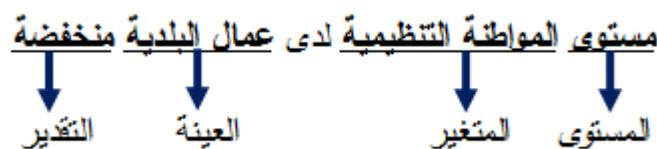
مستوى + المتغير

(دراسة مستوى وجود المتغير في عينة الدراسة)

في هذه الحالة نحسب المتوسط الحسابي ونحدد المجالات لنرى لأي مجال ينتمي المتوسط الحسابي، مع مقارنه بالمتوسط النظري وحساب هل توجد فروق بينهما باستخدام اختبار t لعينة واحدة

1- اختبار المستوى:

مثال: عن فرضية المستوى



نلاحظ من خلال هذه الفرضية أنها فرضية لدراسة مستوى تواجد المتغير في عينة الدراسة، ولحساب ذلك يجب اتباع الخطوات التالية:

- أ- تحديد المجالات
- ب- حساب المتوسط الفرضي
- ت- حساب المتوسط الحسابي
- ث- مقارنة المتوسط الحسابي مع المتوسط النظري (الفرضي)

أ- تحديد المجالات:

مثلاً: لدينا ثلاثة بدائل للإجابة وهي:- نادرا - أحيانا - دائما... (أي ثلاثة بدائل للإجابة في الاستبيان)

وعليه تكون المجالات كالتالي:

$$\text{نسبة طول المجال} = \frac{\text{عدد البدائل}}{\text{الإجابة}} = \frac{1}{3}$$

إذا لدينا 0.66 هو طول المجال

نقوم بتحديد طول المجالات بالإضافة طول المجال 0.66 لعلامات المجالات 1.2.3 كالتالي:

المجال الأول : وهو المجال الأدنى أو المنخفض

$[1.66, 1] = 0.66 + 1$ بدرجة منخفضة

المجال الثاني: وهو المجال المتوسط

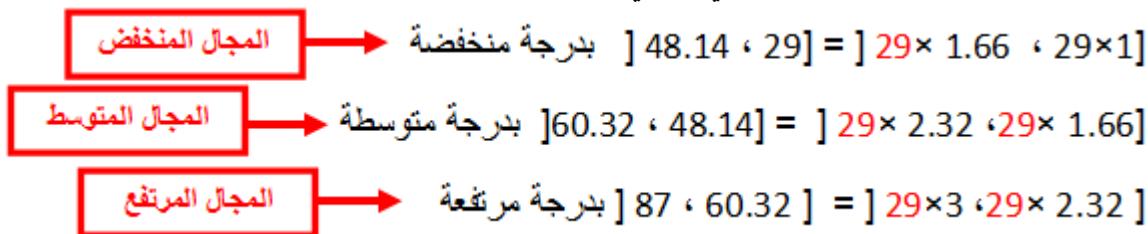
$[1.66, 1.66 + 1.66] = [1.66, 2.32]$ بدرجة متوسطة

المجال الثالث: وهو المجال الأعلى أو المرتفع

$[0.66 + 2.32, 2.32] = [2.32, 3]$ بدرجة مرتفعة

لدينا عدد العبارات في استبيان المواطن التنظيمية هي 29 عبارة (كمثال)

نضرب عدد العبارات في طرفي المجالات السابقة فنجد مجالات الدراسة



ب- حساب المتوسط الفرضي:

بدائل الإجابة هي 3 وإذا اعتمدنا على التقسيط التالي:

نادرا = 1 ، أحيانا = 2 ، دائما = 3 فإن متوسط الإجابات يكون 2 ولدينا عدد العبارات في مثالنا هذا

هي 29 **إذا المتوسط النظري (الفرضي) هو $29 \times 2 = 58$**

ت- حساب المتوسط الحسابي:

نسبة المتوسط الحسابي وفقاً للمعادلة التالية: $\bar{X} = \frac{\sum xi}{n}$ (تم حسابه يدوياً فيما سبق)

أو نحسب المتوسط الحسابي لمتغير المواطنـة التنظيمية بواسطة spss (تم حسابه بـ Spss فيما سبق)

لنفترض كمثال أننا وجدنا المتوسط الحسابي $\bar{x} = 61.02$

الجدول يوضح المتوسط الحسابي

المتوسط الحسابي \bar{X}	عدد العينة N	الموطنية التنظيمية
61.02	30	

من خلال الجدول نجد أن المتوسط الحسابي بلغ 61.02 (كمثال فقط) ننظر لأي مجال ينتمي المتوسط

التنظيمية لدى العمال متقدمة

ثـ- مقارنة المتوسط الحسابي مع المتوسط النظري (الفرضي)

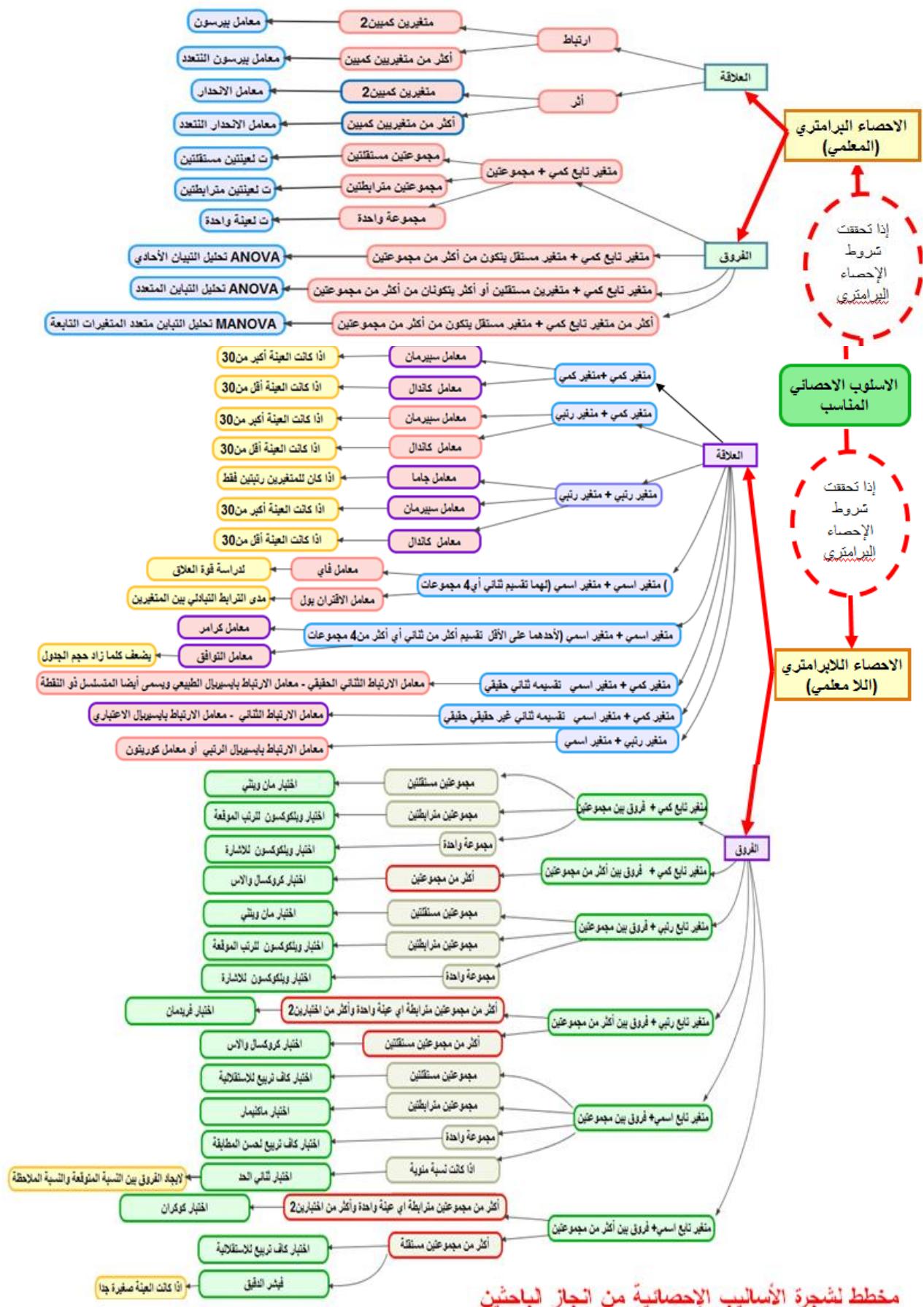
إذا كان متوسط الإجابات النظري هو 58 (العلامة المتوسطة $2 \times$ عدد العبارات في استبيان المواطن 29)، والمتوسط الحسابي هو 61.02 فإننا نقارن المتوسط الحسابي لإجابات المفحوصين في مستوى المواطن التنظيمية لدى العمال ، مع المتوسط (النظري) لمعرفة هل توجد فروق في وجهة نظرهم حول مستوى المواطن التنظيمية وهل كانت مرتفعة أو متوسطة أو منخفضة وذلك باستخدام اختبار T.test لعينة واحدة لمقارنة متغير كمي بمتوسط المجتمع المفحوص.

الجدول يوضح نتائج اختبار T .test لعينة واحدة للمقارنة مع المتوسط النظري

المتوسط النظري = 58						
الفرق في المتوسط الحسابي	Sig	Df	المتوسط الحسابي	T	المواطنة التنظيمية	
3.02	0.00	28	61.02	4.84		

ملاحظة: تم حساب اختبار *T.test* لعينة واحدة يدوياً وباستخدام *Spss* فيما سبق

نلاحظ من خلال الجدول أن قيمة $t = 4.84$ وأن الفرق بين المتوسط النظري والمتوسط المحسوب هو 03.02 لصالح المحسوب وقيمة $\text{sig} = 0.00$ مما يدل على وجود فروق بين المتواسطين ومستوى مرتفع في المواطن التنظيمية، لأنها أكبر من المتوسط النظري ب 03.02 وهذا ما ستبينه وقوع قيمة المتوسط الحسابي في أحدى المجالات التي تم تحديدها، حيث نجد أن المتوسط الحسابي المحسوب بلغ 61.02 وهو يقع في المجال [60.32 ، 87] أي بدرجة مرتفعة. وهو ما يؤكّد عدم تحقق الفرضية التي تقول بأن مستوى المواطن التنظيمية لدى العمال البلديّة منخفضة.



المراجع:

- أبو النيل، محمود السيد. (1987). *الإحصاء النفسي والاجتماعي والتربوي* ، (ط1)، دار النهضة العربية للطباعة والنشر، بيروت
- أبو زينة، فريد كامل وآخرون. (2007). *مناهج البحث العلمي الإحصاء في البحث العلمي* ، (ط2)، دار المسيرة للنشر والتوزيع والطباعة، جامعة عمان العربية للدراسات العليا، عمان ، الأردن.
- المنizel، عبد الله فلاح، وغرايبة، عايش موسى. (2010). *الإحصاء التربوي تطبيقات باستخدام الرزم الإحصائية للعلوم الاجتماعية* ، دار المسيرة للنشر والتوزيع
- بشير، معمرية.(2007).*القياس النفسي وتصميم أدواته للطلاب والباحثين في علم النفس والتربية* .(ط2).
- منشورات البحر، الجزائر
- بوحفص، عبدالكريم . (2011). *الإحصاء المطبق في العلوم الاجتماعية والإنسانية* . (ط. 3). ديوان المطبوعات الجامعية الساحة المركزية، بن عكنون، الجزائر..
- زرواتي، رشيد.(2012). *تدريبات على منهجية البحث العلمي في العلوم الاجتماعية والإنسانية* ، ط 4، دار زاعياش للطباعة والنشر، بوزريعة ، الجزائر
- عبان، عبد القادر. (2020، 11، 02). حساب معامل ثبات الاستبيان وفق طريقة كودر ريتشاردسون [فيديو]. يوتيوب. <https://www.youtube.com/watch?v=Ix3GsgSHDrl&t=971s>
- عبان، عبد القادر. (17.05.2021). *العينات العشوائية* [فيديو]. يوتيوب. https://www.youtube.com/watch?v=I3_hwRRNCjo
- عبان، عبد القادر. (19.11.2020). *حساب الصدق التميزي للاستبيان* [فيديو]. يوتيوب. <https://www.youtube.com/watch?v=N1jBW13JVn8>
- عبان، عبد القادر. (2020، 08، 23). *تحليل التباين أحادي الاتجاه* [فيديو]. يوتيوب . <https://www.youtube.com/watch?v=CgUJRpKntmU>
- عبد المجيد، مروان. (2000). *أسس البحث العلمي لإعداد الرسائل الجامعية* ، (ط1)، مؤسسة الوراق للنشر والتوزيع، عمان، الأردن.
- عوض، محمود عباس.(1999). *علم النفس الإحصائي*، كلية الآداب ،جامعة الإسكندرية، دار المعرفة، مصر
- غريب، حسين. (2016). *المنهجية المطبقة في الدراسات النفسية والاجتماعية* ، دار الضحى للنشر والإشهار، الجلفة، الطبعة (01)، الجزائر