الجمهورية الجزائرية الديمقراطية الشعبية

وزارة التعليم العالي والبحث العلمي

جامعة جامعة محمد بوضياف المسيلة

مركز اليقظة البيداغوجية

Centre de veille pédagogique

الرقم:11 /م.ي.ب/ 2025 المسيلة في 2025/05/04

شهادة نشر كتاب

يشهد مسؤول مركز اليقظة البيداغوجية ـ جامعة محمد بوضياف المسيلة

بأن: أ.د/ علوطي عاشور

من: كلية العلوم الإنسانية والاجتماعية ـ جامعة محمد بوضياف المسيلة

نشر كتاب بعنوان:

الإحصاء وتحليل المعطيات

تاريخ طبع الكتاب: أفريل 2025

ردمك: ISBN: 978-9931-251-88-0

عدد صفحات:200 صفحة

الإيداع القانوني: سنة 2025

منشورات مركز اليقظة البيداغوجية المسيلة

مسؤول مركز اليقظة البيداغوجية

وزارة التعليم العالي و البحث العلمي

مركز اليقظة البيداغوجية

جامعة محمد بوضياف- المسيلة

مسؤول مركز اليقظة البيداغوجية

أ/د ضياف زين الدين

الإحصاء وتحليل المعطيات

تطبيق لخطوات الجانب الميداني في انجاز المذكرة حسابيا وباستخدام Spss

تأليف

د. بن كيحول محمد
جامعة تيزي وزو

أ.د. علوطي عاشور
جامعة مسيلة

كتاب بيداغوجي
مطبوعات جامعة المسيلة
رقم الإيداع القانوني الدولي: 978-9931-251-88-0

بسم الله الرحمان الرحيم

إهداء

- إلى من جعلت الجنة تحت أقدامها . . .من حملتني وهنا على وهن . . . التي تدمع عينيـــــها في اللقاء فرحا والفراق حزنا . . .أمي الغالية (زهرة)

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

- إلى نجوم سمائي وفرحي الدائم . . .إلى الذين أحبهم كثيرا وأتمنى لهم دوام التوفيق والسعـــادة . . .إخوتي كمال ، زيان ، أحمدلمين ، أقو يدر وزوجاتهم (هجيرة، أم الخير، فتيحة) وأولادهم. . .أخواتي أربيحة، خديجة، حبيبة وأزواجهم (محمد ، نورالدين، أحمد) وأولادهم.

- إلى من يسكن لها الفؤاد رفيقة دربي، مهونة الصعاب.صاحبة القلب الفيّاض. . .التي فرشت لي قلبها دربا لأحلامي أتخطى عليه وصولا لآمالي. . . . .زوجتي الحبيبة (فتيحة)

- إلى من يعجز لساني تعبيرا عن حبي لهم. . .فلذة أكبادي ونور حياتي. . . . .

(أيوب ، مروة ، صفا)

د .محمد بن كيحول

إهداء

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 المتنوعة وسهولة استخدامه في معالجة البيانات الكمية.

في هذا الكتاب، نسعى إلى تقديم دليل مساعد حول أهم خطوات الجانب الميداني في إنجاز المذكرات البحثية، بدءًا 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 حسابيًا وباستخدام SPSS ، مثل التحليل الوصفي، والاختبارات الارتباط والفروق ، وتحليل التباين، والانحدار الخطي، وغيرها من الأساليب التي تساعد في استنتاج النتائج وتفسيرها. كما سيتم تقديم أمثلة عملية وتطبيقات على كيفية إدخال البيانات فيSPSS ، ومعالجة الأخطاء الشائعة، وتفسير المخرجات التي يوفرها البرنامج.

ويهدف الكتاب أيضاً إلى تزويد الباحثين بالأدوات الضرورية لاستخدام SPSS بفاعلية، مما يساعدهم في تعزيز فهمهم للعمليات الإحصائية وتطبيقاتها في المجالات البحثية المختلفة. سواء كنت طالباً يسعى لإتمام 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 ومتكامل 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

المرحلة الثانية: الدراسة الاستطلاعية

المرحلة الثالثة: توزيع وتفريغ الاستبيان في Spss

5- تفريغ الاستبيان في برنامج Spss

6- تحديد الأبعاد ودرجة المقياس ككل

المرحلة الرابعة: التأكد من الخصائص السيكومترية لأداة 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 بألفا 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 ورتشاردسون-20)

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

ب- حساب الثبات بطريقة التناسق الداخلي(معادلة كيودر ورتشاردسون-20) باستخدامspss

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

1- دراسة الخصائص الديمغرافية للعينة

أ- حساب الخصائص الديمغرافية للعينة يدويا

ب- حساب الخصائص الديمغرافية للعينة باستخدامSpss

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 باستخدامSpss

<u>المرحلة السادسة: المعالجة الإحصائية لفرضيات الدراسة</u>

1- خطوات المعالجة الإحصائية

2- التحقق من شروط الإحصاء البرامتري

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 للفرضيات العلائقية واختيار الأسلوب الإحصائي المناسب

<u>الحالة الأولى</u>

1- معامل الارتباط بيرسون

2- الارتباط بيرسون البسيط

3- أنواع العلاقة بين المتغيرات

4- حساب معامل بيرسون البسيط يدويا

5- حساب معامل بيرسون البسيط باستخدامSpss

<u>الحالة الثانية</u>

1- الارتباط بيرسون المتعدد

2- حساب معامل بيرسون المتعدد يدويا

3- حساب معامل بيرسون المتعدد باستخدامSpss

<u>الحالة الثالثة</u>

1- معامل الانحدار البسيط

2- حساب معامل الانحدار البسيط يدويا

3- حساب معامل الانحدار البسيط باستخدامSpss

<u>الحالة الرابعة</u>

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(الحقيقي)(معامل الارتباط بايسيريال الطبيعي) يدويا

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

الحالة التاسعة

1- معامل الارتباط الثنائي (معامل الارتباط بايسيريال الاعتباري)

2- حساب معامل الارتباط الثنائي (بايسيريال الاعتباري) يدويا

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

الحالة العاشرة:

الحالة العاشرة: النوع الأول

1- اختبار ت T.test لعينتين مستقلتين

2- حساب اختبار ت t لعينتين مستقلتين يدويا

3- حساب اختبار ت t لعينتين مستقلتين باستخدام Spss

الحالة العاشرة: النوع الثاني

1- اختبار ت t لعينتين مترابطتين

2- حساب اختبار ت t لعينتين مترابطتين يدويا

3- حساب اختبار ت t لعينتين مترابطتين باستخدام Spss

<u>الحالة العاشرة</u>: النوع الثالث

1- اختبار ت t لعينة واحدة

2- حساب اختبار ت t لعينة واحدة يدويا

3- حساب اختبار ت t لعينة واحدة باستخدام Spss

<u>الحالة الحادية عشر</u>

1- اختبار تحليل التباين Anova

2- حساب اختبار F تحليل التباين الأحادي Anova يدويا

3- حساب اختبار F تحليل التباين الأحادي Anova باستخدام Spss

<u>الحالة الثانية عشر</u>

<u>الحالة الثانية عشر</u>: النوع الأول

1- كا² لعينة واحدة (حسن المطابقة)

2- حساب اختبار كاف تربيع (كا²) (X^2) لعينة واحدة (حسن المطابقة) يدويا

3- حساب اختبار كاف تربيع (كا²) (X^2) لعينة واحدة (حسن المطابقة) باستخدام Spss

<u>الحالة الثانية عشر</u>: النوع الثاني

1- كا² لدلالة الفروق لعينتين مستقلتين أو أكثر(للاستقلالية)

2- حساب كا² لدلالة الفروق لعينتين مستقلتين أو أكثر يدويا:

3- حساب كا² لدلالة الفروق لعينتين مستقلتين أو أكثر باستخدام Spss

<u>الحالة الثالثة عشر</u>

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 تعريفا دقيقا، وإذا كان المجتمع الإحصائي مكونا من مجموعة صغيرة من الأفراد أو العناصر التي يمكن دراستها وتناولها جميعا بالبحث، عندها يتم مسح شامل لكافة عناصر المجتمع، ويشار للمجتمع الإحصائي قي هذه الحالة بأنه مجتمع محدود، وقد يكون المجتمع مكونا من مجموعة غير منتهية من العناصر أو الأفراد، يتعذر لسبب أو لآخر إجراء عملية مسح شامل، عندها تقتصر الدراسة على عينة من ذلك المجتمع، ويصنف عندها المجتمع على أنه مجتمع غير محدود. وعليه يمكن التوصل إلى ما يلي:

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

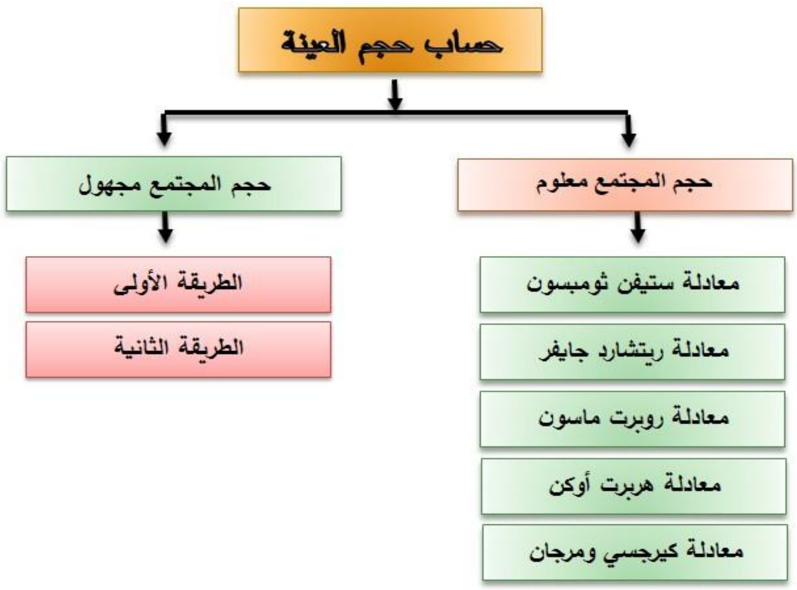
ب- العينة: مجموعة جزئية من المجتمع الإحصائي.(أبو زينة وآخرون، **2007**، ص،**19**)

2- طريقة اختيار عينة الدراسة:

2-1-حساب حجم العينة:

دائما ما يقع الباحثون في إشكالية تحديد حجم العينة المناسب لدراستهم، وهناك كثير من العوامل التي تؤثر على كيفية اختيار عينة تمثل المجتمع تمثيلا صحيحا لتحقق أهداف الدراسة.

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



2-1-1 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 لتوفر الخاصية في مجتمع الدراسة)

d: تمثل نسبة الخطأ المقبول في العينة وهي تساوي:

إذا كان مستوى الثقة 95% = 0.05 (الأكثر استخداما 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 استخداما 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 ثومسون

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

لدينا:

N = 1465

n = ؟

P = 0.50

d = 95 % = 0.05

Z = 95 % = 1.96 ومنه:

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

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

حجم العينة المناسب لهذا المجتمع هي **305** (يجب تقريب القيمة سواء بالزيادة أو بالنقصان بناء على قيمة الرقم بعد الفاصلة إذا أقل من 0.5 بالنقصان وإذا كان اكبر من 0.5 بالزيادة)

ب- معادلة ريتشارد جايغر

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

ت- معادلة روبرت ماسون:

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

ث- معادلة هربرت أركن:

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

ج- معادلة كيرجسي ومورجان:

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

تختلف هذه المعادلة عن باقي المعادلات في قيمة x^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 توصلا عام 1970 إلى جدول لتحديد حجم العينة لمجموعة سكانية معينة لتسهيل الرجوع إليه.

حجم عينة البحث إذا كان مجتمع البحث متجانسا

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

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

2-1-2- 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

وإذا كان مستوى الثقة 99%= 0.01

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

وإذا كان مستوى الثقة 99%= 2.58

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

فما هو حجم العينة المناسب ؟

الحل:

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

Z عند 95 % = 1.96

D عند 95 % = 0.05

P = 0.50 نطبق المعادلة:

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

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 غالبا لأنه من المفروض تكون الدراسة حديثة.

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

الحل:

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

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

إذا حجم العينة المناسب هو 400 فرد.

3- أنواع عينات الدراسة:

إن اختيار العينة يجب أن يخضع إلى عدة اعتبارات معينة، مثلا أن يتجرد الاختيار من التدخل الشخصي للقائم بالتجربة، وأن يكون الاختيار عشوائيا 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،ص158)**

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 عشوائيا ونبدأ منها حتى ينتهي العمود ونكمل بالعمود الذي يليه وهكذا حتى نحصل على عدد العينة المطلوب.

مثال: نريد حسب عينة من 30 فردا من مجتمع أصلي قدره 100 فرد

نقوم بوضع قائمة المجتمع في جدول بهذا الشكل

ثم نقوم بوضع الإصبع بطريقة عشوائية على عدد الأرقام.. فليكن مثلا 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	وضع الإصبع بطريقة عشوائية	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 نختار أفرادا من هذه الأقسام على أبعاد متساوية منها فإذا قسمنا المائة مثلا إلى عشرة أقسام واخترنا عشوائيا الرقم 3 فيكون أفراد العينة المنتظمة هم الذين تمثلهم الأرقام 3، 13، 23....الخ. ويحدد الباحث نسبة العينة وحجمها بعد تحديد المجتمع وتسجيله في قوائم تحمل أرقاما متسلسلة تسهل عليه اختيار عينة البحث دون لبس أو غموض أو تكرارا، فإذا كان حجم المجتمع على سبيل المثال 4000 شخص ونسبة العينة 5% فإن:

حجم العينة:

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

طول المسافة:

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

فيكون اختيار مفردة واحدة من كل 20 مفردة ويكون اختيار المفردة الأولى عشوائيا من المجتمع فإذا وقع الاختيار على رقم 4 فإن الاختيار 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:

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

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 ب 68 طالبا بنسبة 10 %.

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

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

أ- عينة طبقة علم النفس:

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

ب- عينة طبقة علم الاجتماع:

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

ت- عينة طبقة علوم التربية:

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

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

(عبان، العينات العشوائية، 2021)

3-1-4- العينة العشوائية العنقودية:

إن وحدات بعض المجتمعات تكون على شكل تجمعات، وغالبا ما تكون متشابهة إلى حد كبير بالنسبة للخاصية التي نقوم بدراستها مثل: المدن، الكليات، ...وغيرها. فإن هذه التجمعات عندها تسمى عناقيد، إذ يحوي كل عنقد منها عدد من عناصر المجتمع الأصلية، والتي غالبا ما تكون متجانسة، وفي هذه الحالة نلجأ إلى العينة العنقودية التي تنقسم إلى:

- عينة عنقودية بمرحلة واحدة.
- عينة عنقودية بمرحلتين.
- عينة عنقودية متعددة المراحل.

مثال: إذا كان باحث في أن يجري دراسة دراسته على طلبة احدى 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، ابتداء من أسفل الهرم الإداري للجامعة وهي التخصصات صعودا 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 او خاصية معينة في مفرداته المتعمد اختيارها أي مقصودة، أي أن اختيار العينة يكون محدودا على الأفراد الذين يحملون نفس الخاصية أو السمة المشتركة بينهم.

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

3-2-2 العينة الصدفية:

وهي العينة التي يتم فيها اختيار مفردات الدراسة نتيجة لعامل الصدفة 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 نقابله 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 وفقا لخصائص محددة مسبقا 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.

مثل: يريد الباحث دراسة مجتمع المدمنين في مدينة ما، فيقوم بالتعرف على أحدهم وتكوين علاقة 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 واختيار عينة الدراسة ونوعها يتم اختيار عينة من أخرى وهي عينة الدراسة الاستطلاعية والتي تستخدم بغرض 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 التأكد من استعداد أفراد العينة ورضاهم على الإجراءات الخاصة التي ستتبع 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 الدارسة الاستطلاعية:

- بناء أدوات البحث التي تقيس متغيرات الدراسة .

- التحقق من الخصائص السيكومترية للمقاييس (الصدق، الثبات).

- التأكد من فهم أفراد العينة لمختلف جوانب مقياس وهي: (صياغة البنود،مستويات الإجابة، ظروف التطبيق، طريقة التطبيق،....) بالإضافة إلى فهمهم لأهداف الدراسة واستعدادهم ورضاهم عن إجراءات التطبيق.

- تحديد الفترة الزمنية التي يستغرقها أفراد العينة في الإجابة على عبارات المقياس.

- 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 وتفريغ الاستبيان في Spss

1- توزيع الاستبيان :

نقوم بتوزيع الاستبيان على عينة الدراسة الاستطلاعية بهدف التأكد 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	دائما	أحيانا	نادرا
قيم الانتماء	01	تسود الثقة المتبادلة بين الإدارة والموظفين			
	02	تسود الثقة المتبادلة بين الموظفين فيما بينهم			
	03	تعمل إدارة المؤسسة على تهيئة جو الرضا بين الموظفين			
	04	أتخاطب مع زملائي في أمور العمل بمفردات (لغة) مشتركة			
	05	أشعر أن المؤسسة تركز على الجانب الإنساني			
	06	غالبا ما يسمح لنا بالمشاركة في اتخاذ بعض القرارات			
	07	يتناقل الموظفون الحكايات والروايات المشتركة حول العمل			
	08	أعتقد أن الموظفين يتقيدون باللوائح والنظم الإدارية السائدة			
قيم التعاون	09	المساواة هي الأساس الذي تتعامل به الإدارة العليا مع كل الموظفين			
	10	يسود دوران العمل في المؤسسة			
	11	أفضل إنجاز العمل في حينه وعدم تأجيله			
	12	أحترم مواعيد العمل			
	13	تؤكد المؤسسة على العدالة (المساواة) بين الموظفين			
قيم الحرية	14	أعتقد أنه يوجد قدر كبير من الثقة بين الموظفين			
	15	أشعر بأهمية العمل الذي أقوم به			
	16	أشعر أن عملي يمنحني 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			
قيم العدالة	20	أحيانا يكلف الموظفون في وحدة معينة بإنجاز أعمال تخص وحدات أخرى			
	21	أعتقد أن هناك تباعدا بين الموظفين			
	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 التأخر عن مواعيد العمل			

هذا الاستبيان يتكون من جزأين هما .

الجزء الأول: يتعلق بخصائص العينة وهي الجنس، السن، المستوى الدراسي، والخبرة المهنية.***(هذه الخصائص تستخدم دائما 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 (دائما، أحيانا، نادرا)، باختيار بديل واحد من بدائل الإجابة، ويتكون هذا الاستبيان من 24 سؤال مقسمة إلى أربعة أبعاد (محاور) مكونة للمتغير الكلي (الثقافة التنظيمية) وهي كالتالي:

- **البعد 01:** وهو بعد **قيم الانتماء** 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 أيضا للدرجة للكلية 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**"

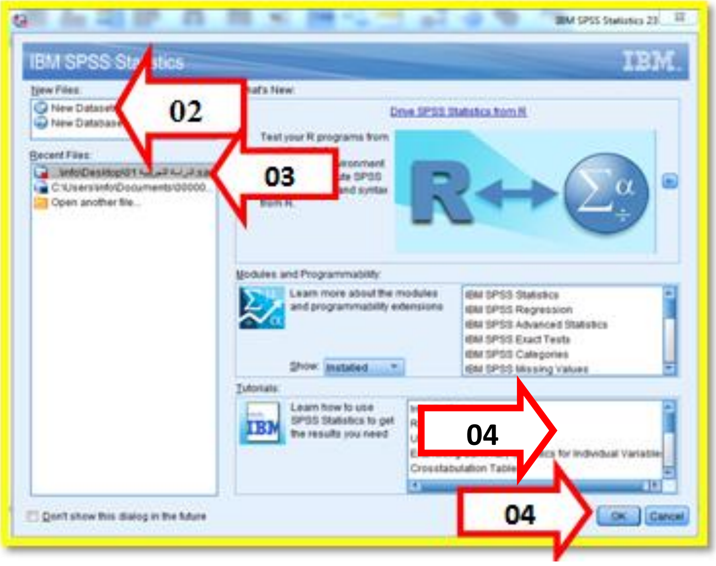
والتي تعني" **البرنامج الإحصائي للعلوم الاجتماعية**".

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



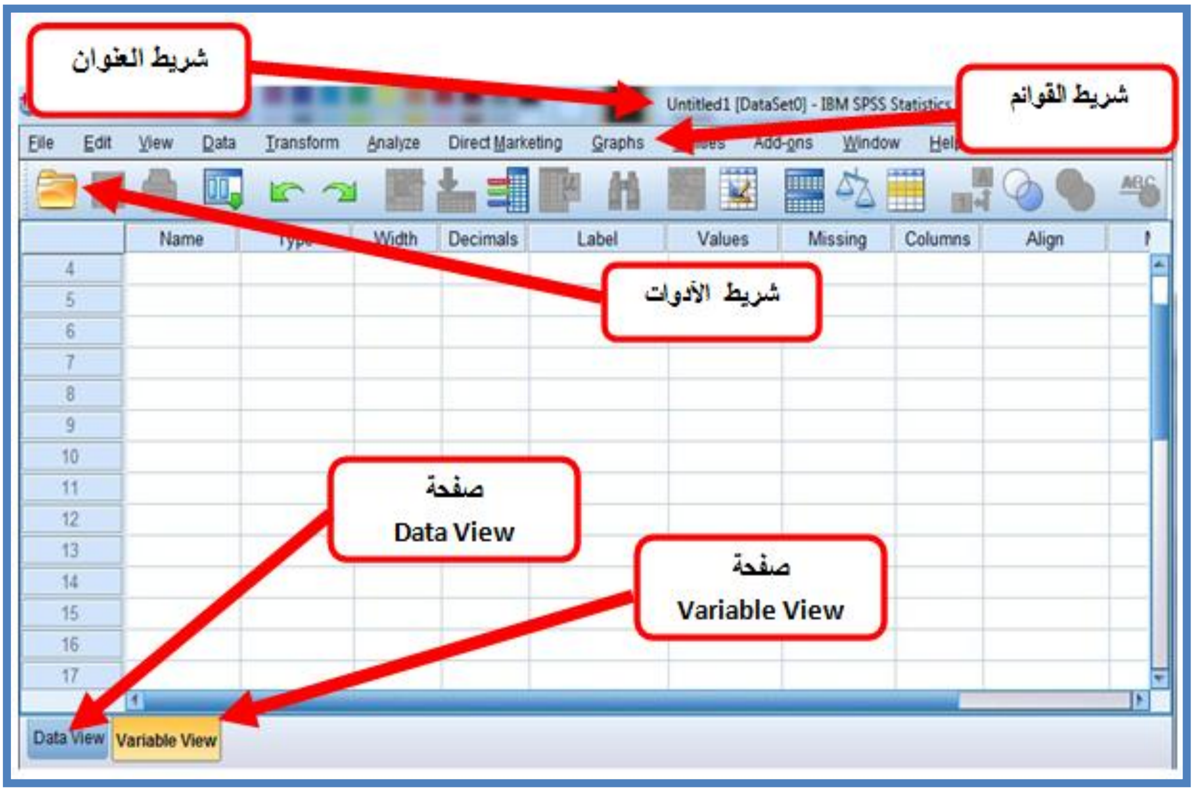
01: في سطح المكتب أو في قائمة ابدأ نجد رمز البرنامج نقوم بالضغط عليه مرتين فتظهر الشاشة الثانية .بعد ظهور شاشة البداية الموضحة في الشكل، نجد فيها عدة خيارات أهمها ما يلي:

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

03: أما إذا أردنا فتح ملف قديم تم حفظه مسبقا نذهب إلى خانة **Recent Files** ونختار اسم الملف المحفوظ سابقا.

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)**.

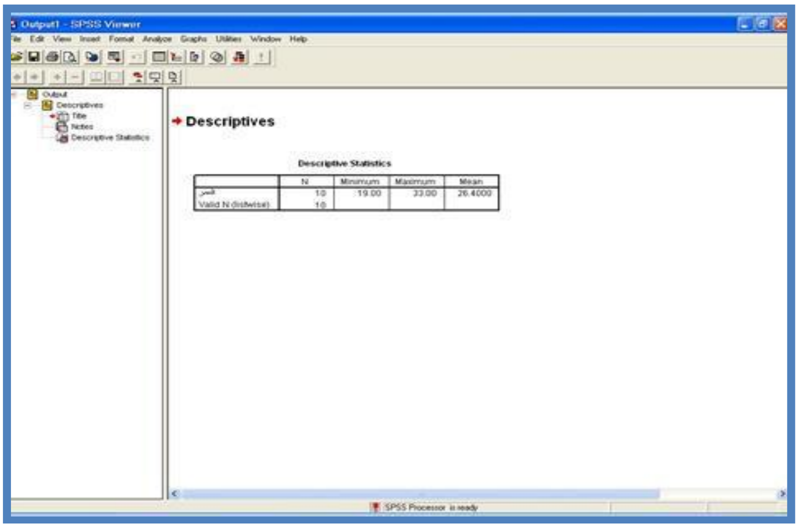
الورقة الأولى: عارض (صفحة) البيانات (Data View)

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 : عارض (صفحة) المتغيرات (Variable View)

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

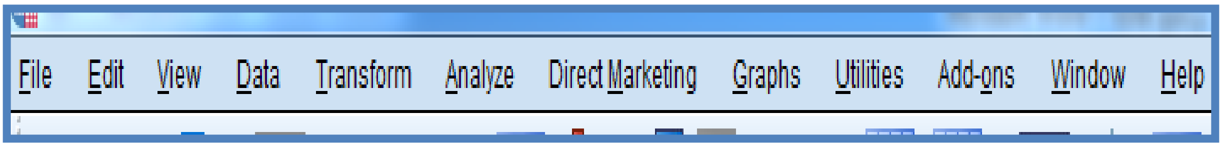
* ويوجد كذلك شاشة أخرى لإظهار نتائج التحليل الإحصائي وتسمى **عارض النتائج Output Viewer**، إلا أن هذه الورقة لا تظهر مباشرة عند تشغيل البرنامج ولكن تظهر مباشرة عند طلب النتائج لأي عملية إحصائية



3- القوائم الرئيسة 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 قامة الملف تعرض قائمة بآخر 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 لاحتوائها على العديد من الأوامر لتنفيذ التحليلات الإحصائية المختلفة

7. قائمة الرسومات Graphs Menu

وتشمل قائمة الرسومات على العديد من الأوامر لتمثيل البيانات بيانياً، 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

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

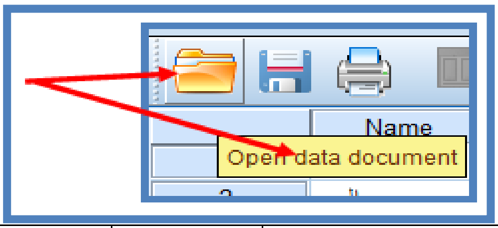
10. قائمة المساعدة Help Menu

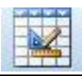
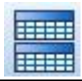
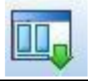
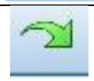
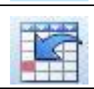
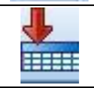
وتستخدم قائمة المساعدة توفر خدمة عرض المساعدة اللحظية للمستخدم.

ب – شريط الأدوات Toolbar

يوفر 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		تقدم 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

1): اسم المتغير Variable Name:

	Name
1	الجنس
2	العمر
3	الأقدمية
4	المؤهل
5	ع1

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

شروط كتابة اسم المتغير في خانة NAME:

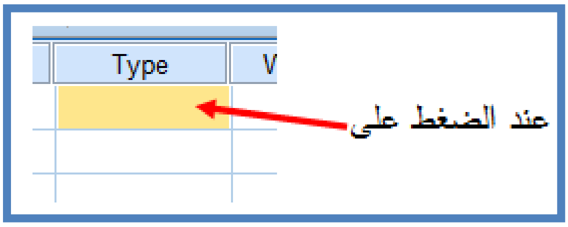
من المهم ألا يزيد اسم المتغير على 75 حرفا، وكذا عدم تكرار الاسم في متغيرات أخرى، مع عدم استخدام الأقواس أو الرموز، مثل؛ #%*، وكذا علامات الترقيم مثل؛، " ؛، وكذا عدة الأسماء أو الاختصارات المتعمقة ببرنامج SPSS مثل؛ OR...، WITH، NOT، AND،NEW.

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

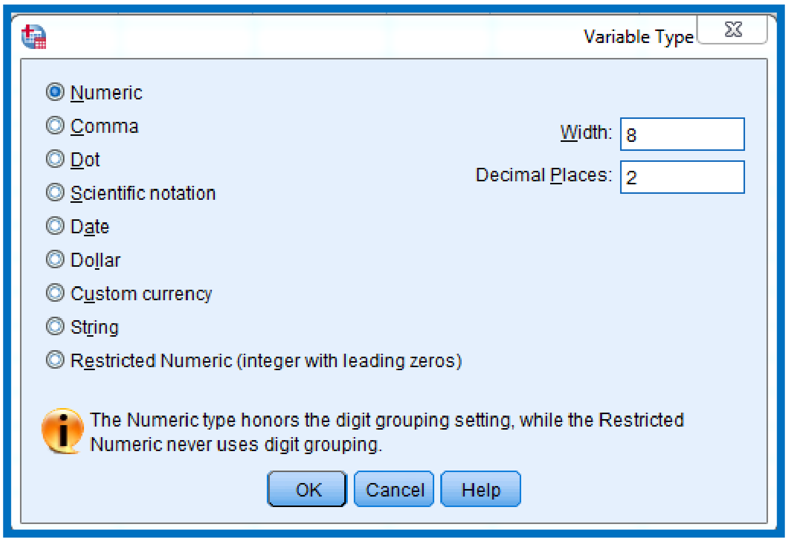
2): نوع المتغير Variable Type

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

وكذلك طريقة عرض المتغيرات العددية في ورقة Data View.

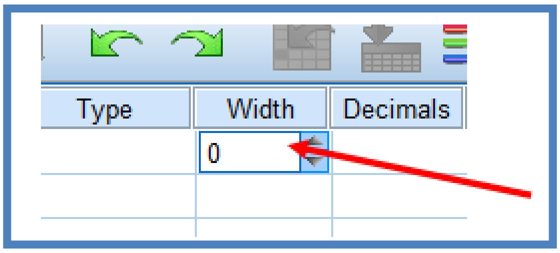


في العمود الثاني، يظهر لنا صندوق الحوار التالي؛



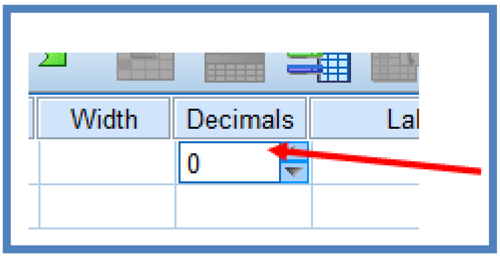
ويمكن من خلال صندوق الحوار تحديد نوع المتغير إن كان متغير عددي أو متغير يعبر عن التاريخ أو الوقت أو متغير يمثل قيمة نقدية أو متغير رمزي .

3): عرض المتغير width :



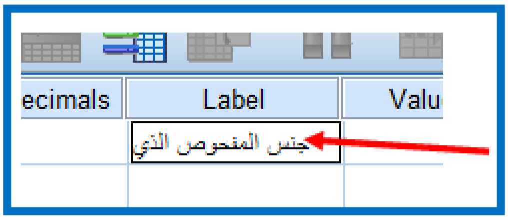
يستخدم العمود الثالث لتحديد عدد الخانات المستخدمة لعرض قيمة المتغير، ويمكن تحديد عرض المتغير بواسطة صندوق الحوار السابق أو بالنقر على الأسهم في الخلية المقابلة للمتغير في العمود الثالث

4) عدد الخانات العشرية Decimals :



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

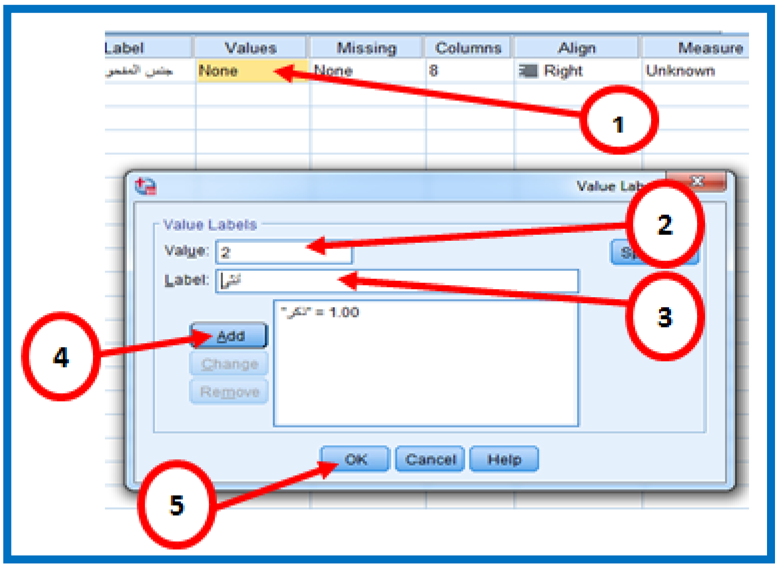


يستخدم هذا العمود لوصف المتغير، فعلى سبيل المثال فإنه يمكن استخدام العبارة: ***الخبرة المهنية في مكان العمل*** لوصف ***الخبرة***، ويمكن أن تصل عدد الرموز إلى 256 ، ويظهر تأثير الوصف في مخرجات برنامج **SPSS**.

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 نفسيا في مخرجات برنامج SPSS، مثلا في الاستبيان المرفق نجد:

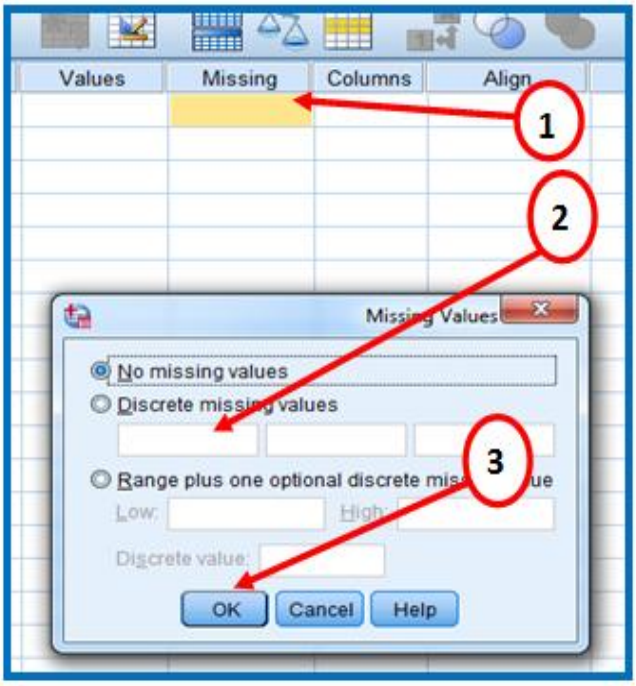
الجنس : القيمة "1" ذكر و"2" أنثى .



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.

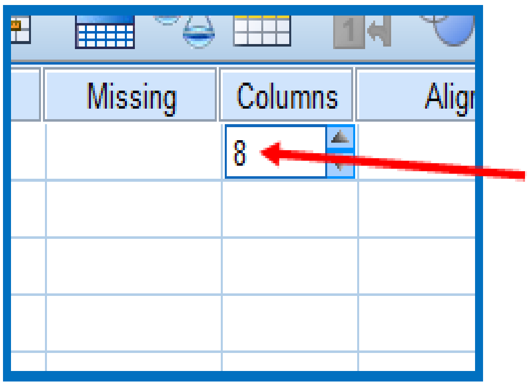
7): القيم المفقودة Missing Values

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**.



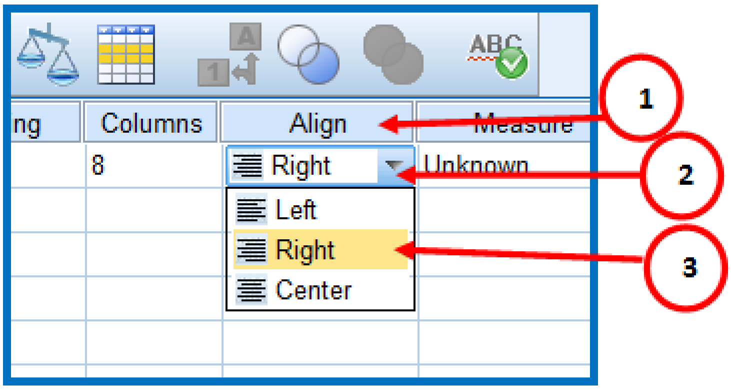
وعندما تكون قيم المتغير مفقودة أصلاً نتيجة لعدم وجود مشاهدات في البيانات، ففي هذه الحالة فإن الخلايا تكون فارغة وتحول تلقائياً إلى قيم مفقودة.

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

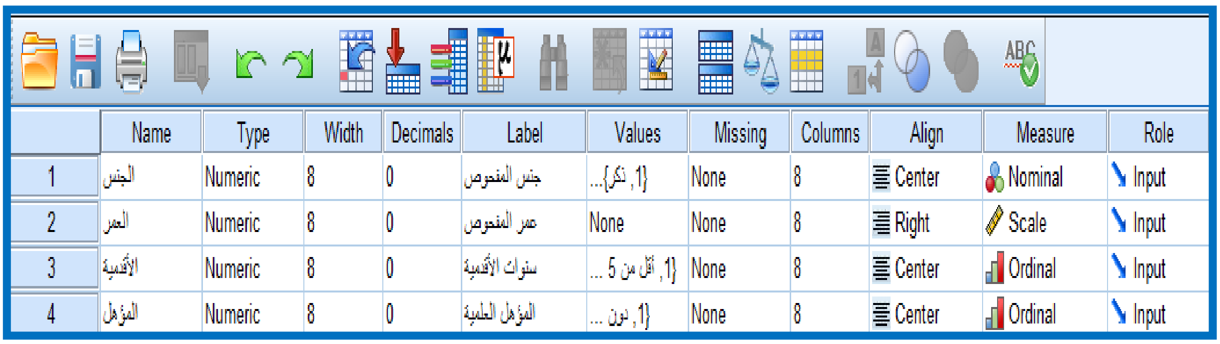
(**Left**. اليسار / **Right**. اليمين / **Center**. الوسط)

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

10): القياس Measure

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

- **Scale** : ويستخدم هذا التصنيف للبيانات العددية (القابلة للقياس 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 (ممتاز، جيد جداً، جيد، متوسط، مقبول، ضعيف)
- **nominal** : ويستخدم هذا التصنيف لقياس المتغيرات الاسمية وهي متغيرات لها عدد من الفئات دون أفضلية لإحداها على الأخرى (لا يمكن ترتيبها تصاعدياً أو تنازليا) مثل تقسيم المجتمع إلى ذكور وإناث أو مثل تقسيم الطلاب حسب تخصصهم (علم النفس، علم اجتماع، 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 المفحوص	{1, ذكر}...	None	8	Center	Nominal	Input
2	العمر	Numeric	8	0	عمر المفحوص	None	None	8	Right	Scale	Input
3	الأقدمية	Numeric	8	0	سنوات الأقدمية	{1, أقل من 5}...	None	8	Center	Ordinal	Input
4	المؤهل	Numeric	8	0	المؤهل العلمية	{1, دون}...	None	8	Center	Ordinal	Input

5- تفريغ الاستبيان في برنامج Spss

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

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

* **السن:** متغير كمي SCALE

* **الأقدمية في العمل:** وهو متغير ORDINAL ترتيبي، ويمكن أن نعبر عن الأقدمية في العمل كالتالي: أقل من 5 سنوات بالرقم 1، بين 5 و15 سنة بالرقم 2، أكثر من 15 سنة بالرقم 3.

* **المؤهل الدراسي:** وهو متغير ORDINAL ترتيبي، 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: ع1، ع 2، ع 3، ......، ع 24، ويمكن أن يتم التعبير عنها رقميًا كما يلي: دائما (1)، أحيانا (2)، نادرا (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 المفحوص	{1, ذكر}...	None	8	Center	Nominal	Input

1. **Name:** الجنس
2. **TYPE:** Numeric المتغير رقمي
3. **Width:** (8) عرض المتغير (بمعنى عدد الرموز، أو الأرقام)
4. **Decimals:** الأرقام العشرية (أي الرقم بعد الفاصلة ويتم اختيار 0)
5. **Label:** جنس المفحوص (ويعني ذلك العنصر وصف المتغير)

6. **Values:** قيمة المتغير، وهنا يتم تعريف وترميز المتغير إما ذكر(1) ، وإما أنثى (2)، وذلك بالضغط على الخانة وإضافة الأرقام والمسميات.
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** Center أو Right أو Left ويختار المستخدم ما يناسبه علما 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 المفحوص	{1, ذكر}...	None	8	Center	Nominal	Input
2	السن	Numeric	8	0	عمر المفحوص	None	None	8	Right	Scale	Input

1. **Name:** السن
2. **TYPE:** Numeric المتغير رقمي
3. **Width:** (8) عرض المتغير (بمعنى 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 أصلا 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** Center أو Right أو Left ويختار المستخدم ما يناسبه علما 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 المفحوص	{1, ذكر}...	None	8	Center	Nominal	Input
2	العمر	Numeric	8	0	عمر المفحوص	None	None	8	Right	Unknown	Input
3	الأقدمية	Numeric	8	0	سنوات الأقدمية	{1, أقل من 5}...	None	8	Center	Ordinal	Input

1. **Name:** الأقدمية
2. **Type:** Numeric المتغير رقمي
3. **Width:** (8) عرض المتغير (بمعنى عدد الرموز، أو الأرقام)
4. **Decimals:** الأرقام العشرية (أي الرقم بعد الفاصلة ويتم اختيار 0)
5. **Label:** سنوات الأقدمية في العمل (ويعني ذلك العنصر وصف المتغير)
6. **Values:** : قيمة المتغير، وهنا يتم تعريف وترميز المتغير وتحويليه إلى أرقام للدلالة عليه إما **أقل من 5 سنوات** (1) ، وإما بين **5 و15 سنة** (2)، وإما أكثر من **15 سنة** (3)، وذلك بالضغط على الخانة وإضافة الأرقام والمسميات
7. **Missing:** None (البيانات غير الواضحة أو المفقودة)
8. **Align:** Center بمعنى المحاذاة، **سواء** Center أو Right أو Left ويختار المستخدم ما يناسبه علما أن الحالة القياسية هي Right
9. **Measure:** Ordinal لأن متغير الأقدمية في العمل متغير رتبي.

تعريف المؤهل الدراسي:

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

1. **Name:** المؤهل
2. **Type:** Numeric المتغير رقمي
3. **Width:** (8) عرض المتغير (بمعنى عدد الرموز، أو الأرقام)
4. **Decimals:** الأرقام العشرية (أي الرقم بعد الفاصلة ويتم اختيار 0)
5. **Label:** المؤهل العلمي (ويعني ذلك العنصر وصف المتغير)
6. **Values:** : قيمة المتغير، وهنا يتم تعريف وترميز المتغير وتحويليه 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 والمسميات.
7. **Missing:** None (البيانات غير الواضحة أو المفقودة)

8. **Align:** Center بمعنى المحاذاة، **سواء** Center أو Right أو Left ويختار المستخدم ما يناسبه علما أن الحالة القياسية هي Right
9. **Measure:** Ordinal لأن متغير المؤهل العلمي متغير رتبي.

✓ **تعريف عبارات الاستبيان:**

تأخذ كل عبارة من العبارات 24 تبدأ من ع1 حتى ع24، وجميعها يتم إدخالها بذات الطريقة مع تغيير مسمى التوصيف **Label** فقط كما يلي:

يتم إدخال العبارة ع1 بهذه الطريقة: (وجميع العبارات تكون بنفس الطريقة)

	Name	Type	Width	Decimals	Label	Values	Missing	Columns	Align	Measure	Role
1	الجنس	Numeric	8	0	جنس المفحوص	{1, ذكر}...	None	8	Center	Nominal	Input
2	العمر	Numeric	8	0	عمر المفحوص	None	None	8	Right	Unknown	Input
3	الأقدمية	Numeric	8	0	سنوات الأقدمية	{1, أقل من 5 ...	None	8	Center	Ordinal	Input
4	المؤهل	Numeric	8	0	المؤهل العلمية	{1, دون ...	None	8	Center	Ordinal	Input
5	ع1	Numeric	8	2	ود الثقة المتبادلة بين ...	{1.00, نادرا}...	None	8	Center	Ordinal	Input
6	ع2	Numeric	8	2	ود الثقة المتبادلة بين ...	{1.00, نادرا}...	None	8	Center	Ordinal	Input

1. **Name:** ع1
2. **Type:** Numeric المتغير رقمي
3. **Width:** (8) عرض المتغير (بمعنى عدد الرموز، أو الأرقام)
4. **Decimals:** الأرقام العشرية (أي الرقم بعد الفاصلة ويتم اختيار 0)
5. **Label:** تسود الثقة المتبادلة بين الإدارة والموظفين (ويعني ذلك العنصر وصف المتغير)
6. **Values:** قيمة المتغير، وهنا يتم تعريف وترميز المتغير وتحويليه إلى أرقام للدلالة عليه إما **نادرا** (1) ، **أحيانا** (2)، وإما **دائما** (3)، وذلك بالضغط على الخانة وإضافة الأرقام والمسميات
7. **Missing:** None (البيانات غير الواضحة أو المفقودة)
8. **Align:** Center بمعنى المحاذاة، **سواء** Center أو Right أو Left ويختار المستخدم ما يناسبه علما أن الحالة القياسية هي Right
9. **Measure:** Ordinal لأن متغير المؤهل العلمي متغير رتبي.

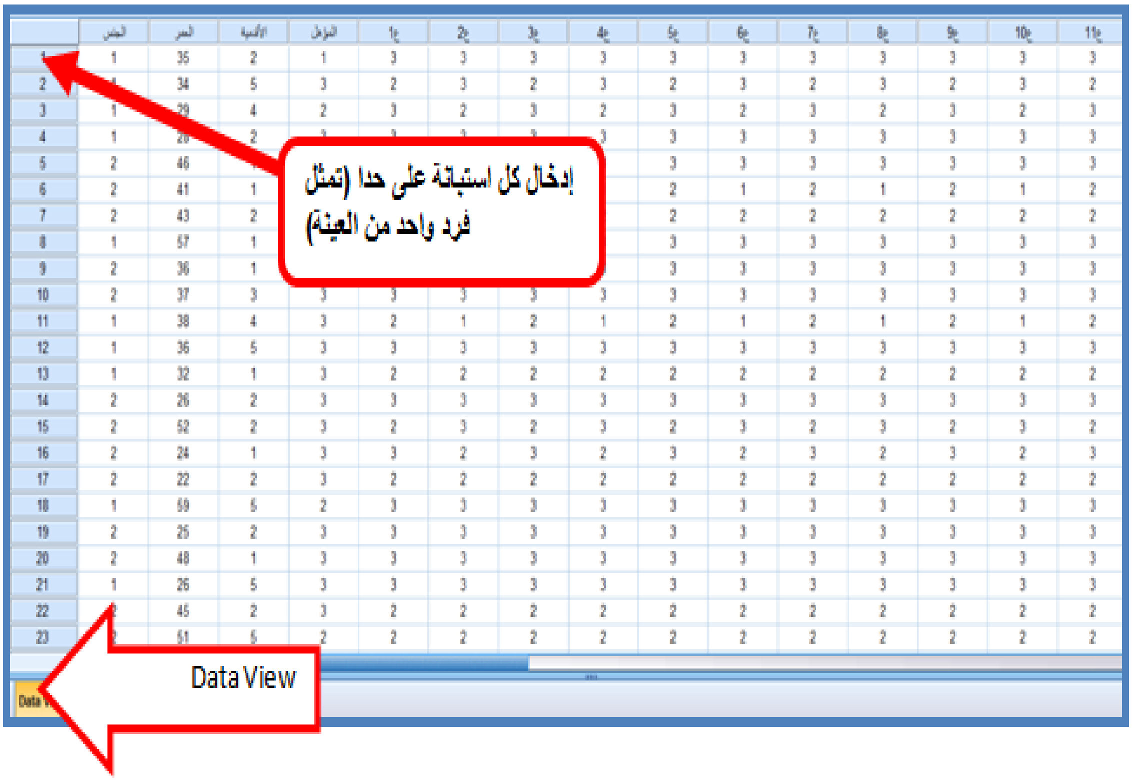
ملاحظة: وجميعها يتم إدخال جميع العبارات حتى 24 بنفس الطريقة مع تغيير مسمى التوصيف* LABEL *فقط

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	{1, ذكر}...	None	8	Center	Nominal
العمر	Numeric	8	0	عمر المفحوص	None	None	8	Right	Unknown
الأقدمية	Numeric	8	0	سنوات الأقدمية	{1, أقل من 5 ...	None	8	Center	Ordinal
المؤهل	Numeric	8	0	المؤهل العلمية	{1, دون ...	None	8	Center	Ordinal
ع1	Numeric	8	2	سود الثقة المتبادلة بين ...	{1.00, نادرا}...	None	8	Center	Ordinal
ع2	Numeric	8	2	سود الثقة المتبادلة بين ...	{1.00, نادرا}...	None	8	Center	Ordinal
ع3	Numeric	8	2	إدارة المؤسسة على ...	{1.00, نادرا}...	None	8	Center	Ordinal
ع4	Numeric	8	2	ماطب مع زملائي في ...	{1.00, نادرا}...	None	8	Center	Ordinal
ع5	Numeric	8	2	ر أن المؤسسة تركز ...	{1.00, نادرا}...	None	8	Center	Ordinal
ع6	Numeric	8	2	غالبا ما يسمع لنا ...	{1.00, نادرا}...	None	8	Center	Ordinal
ع7	Numeric	8	2	يتناقل الموظفون ...	{1.00, نادرا}...	None	8	Center	Ordinal
ع8	Numeric	8	2	أعتقد أن الموظفين ...	{1.00, نادرا}...	None	8	Center	Ordinal
ع9	Numeric	8	2	المساواة هي الأساس ...	{1.00, نادرا}...	None	8	Center	Ordinal
ع10	Numeric	8	2	سود دوران العمل في ...	{1.00, نادرا}...	None	8	Center	Ordinal
ع11	Numeric	8	2	فضل إنجاز العمل في ...	{1.00, نادرا}...	None	8	Center	Ordinal
ع12	Numeric	8	2	أحترم مواعيد العمل	{1.00, نادرا}...	None	8	Center	Ordinal
ع13	Numeric	8	2	تؤكد المؤسسة على ...	{1.00, نادرا}...	None	8	Center	Ordinal
ع14	Numeric	8	2	تقد أنه يوجد قدر كبير ...	{1.00, نادرا}...	None	8	Center	Ordinal
ع15	Numeric	8	2	ر بأهمية العمل الذي ...	{1.00, نادرا}...	None	8	Center	Ordinal
ع16	Numeric	8	2	عر أن عملي يمنحني ...	{1.00, نادرا}...	None	8	Center	Ordinal
ع17	Numeric	8	2	أشعر أن الموظفين ...	{1.00, نادرا}...	None	7	Center	Ordinal
ع18	Numeric	8	2	تشجع المؤسسة العمل ...	{1.00, نادرا}...	None	8	Center	Ordinal
ع19	Numeric	8	2	د أن العمل الجماعي ...	{1.00, نادرا}...	None	8	Center	Ordinal
ع20	Numeric	8	2	حيانا يكلف الموظفون ...	{1.00, نادرا}...	None	8	Center	Ordinal
ع21	Numeric	8	2	د أن هناك تباعدا بين ...	{1.00, نادرا}...	None	8	Center	Ordinal
ع22	Numeric	8	2	أعتقد أن تحسين كفاءة ...	{1.00, نادرا}...	None	8	Center	Ordinal
ع23	Numeric	8	2	د أن هناك تنسيق بين ...	{1.00, نادرا}...	None	8	Center	Ordinal
ع24	Numeric	8	2	حاول عدم التأخر عن ...	{1.00, نادرا}...	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	الأقدمية	8	0	سنوات الأقدمية	NONE	NONE	8	CENTER	ORDINAL
4	المؤهل	8	0	المؤهل للعلمي	(دون مستوى،1) (ابتدائي،2) (متوسط، 3) (ثانوي، 4) (جامعي، 5)	NONE	8	CENTER	ORDINAL
5	ع1	8	0	تسود الثقة المتبادلة بين الإدارة والموظفين	(نادرا،1) (أحيانا،2) (دائما، 3)	NONE	8	CENTE R	ORDINAL
6	ع2	يتم إدخال جميع عبارات الاستبيان بنفس الطريقة مع تغيير مسمى التوصيف LABEL فقط بحث يوضع فيها عبارة كل سؤال							

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



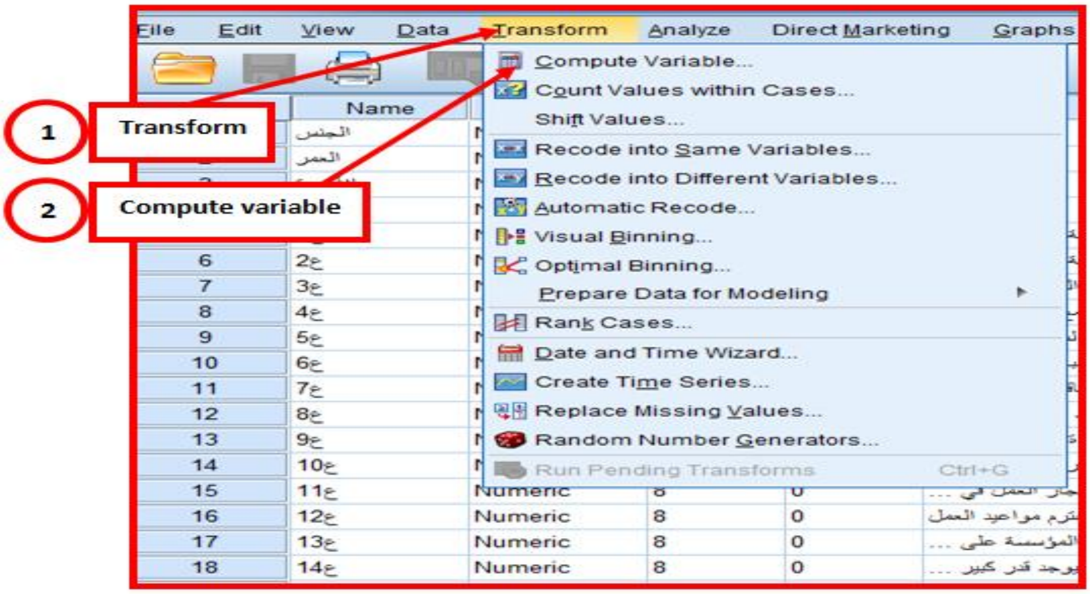
6- تحديد الأبعاد ودرجة المقياس ككل

Transform ⟶ Compute variable

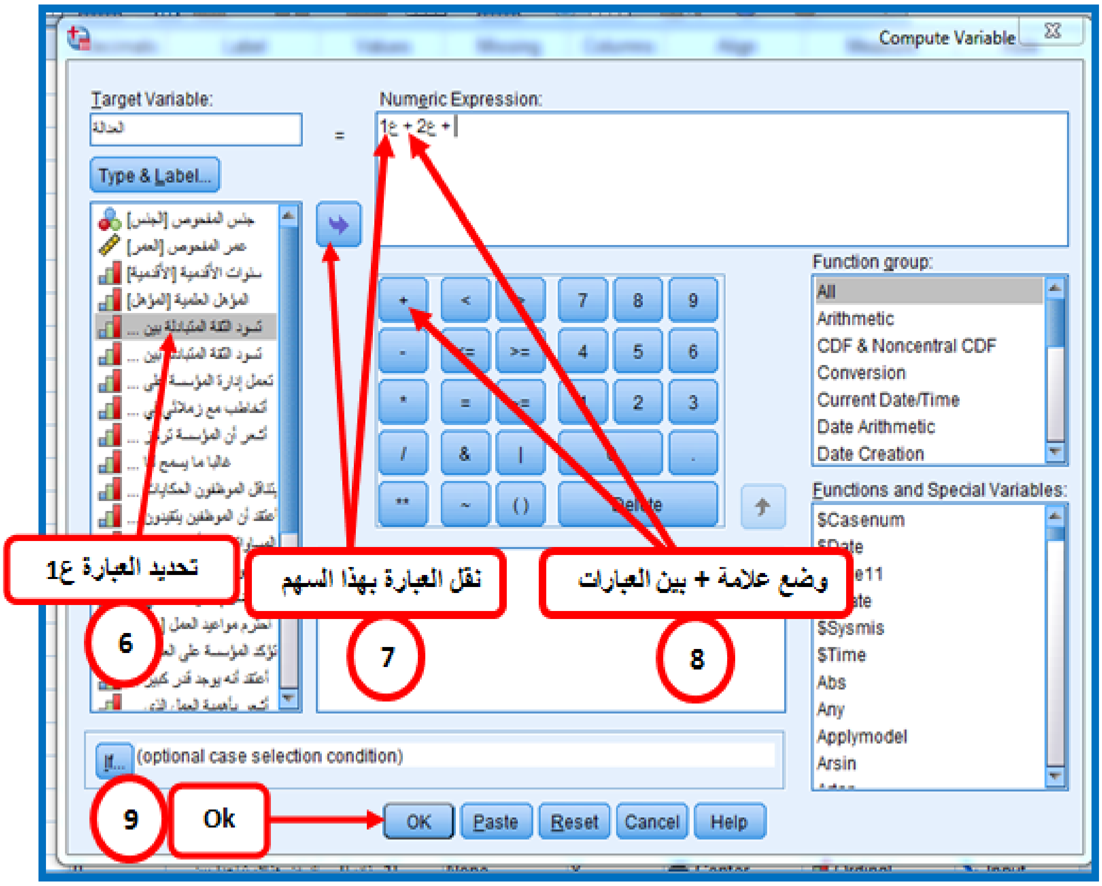
فيظهر لنا مربع حواري نقوم بتسمية البعد في **Target variable** (الانتماء) ثم نقوم بتعريفه في خانة **Type & label**، ونقوم بعدها بتحويل بنود أو عبارات البعد المكونة له (8 عبارات) للخانة **Numeric Expression** مع وضع علامة الجمع (+) بين العبارات ثم Ok

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

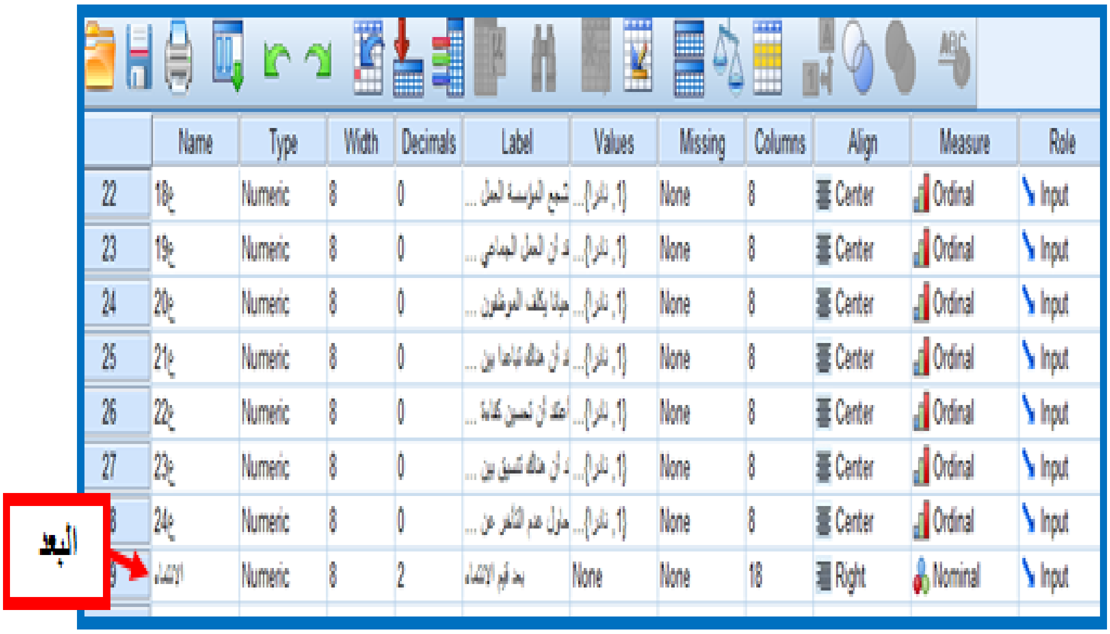
ملاحظة: إذا كانت هذه طريقة تحديد أبعاد المتغير بجمع عدد عباراته (8 عبارات في هذا المثال)، فإن الدرجة الكلية للمتغير تعني جمع جميع عبارات الاستبيان من 1 إلى 24 في مثالنا هذا ، ويكون ذلك بنفس الطريقة (سيتم التطرق إليها لاحقا)



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

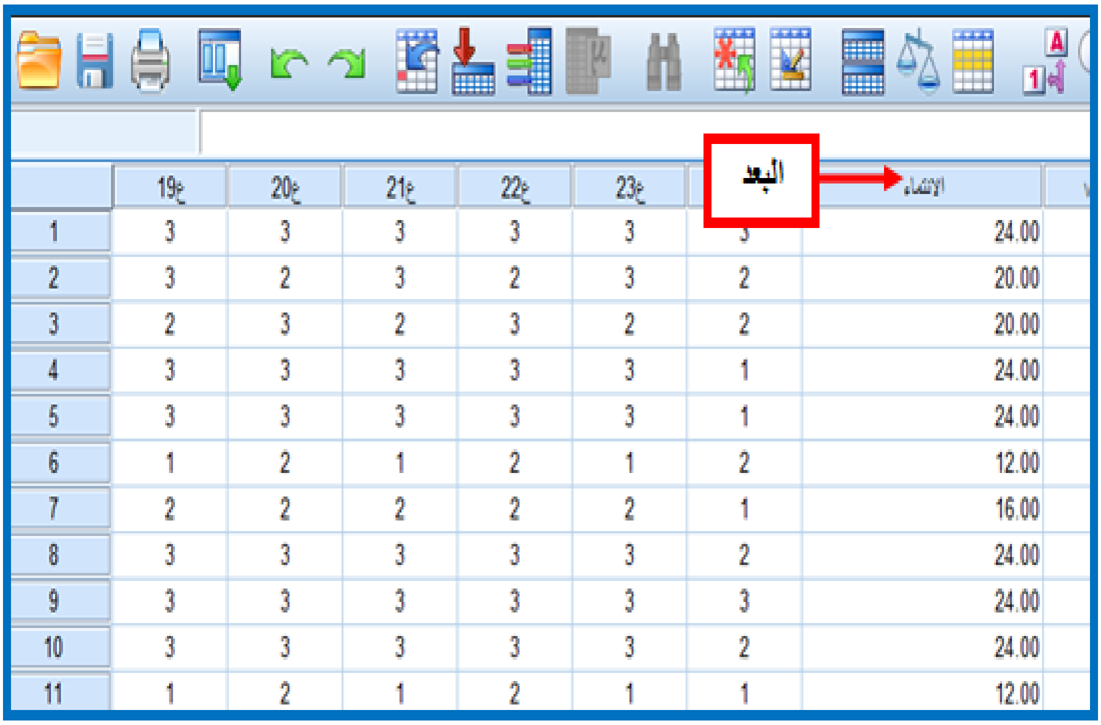


فيظهر لنا البعد في صفحة المتغيرات وفي صفحة البيانات كما يلي:



	Name	Type	Width	Decimals	Label	Values	Missing	Columns	Align	Measure	Role
22	ع18	Numeric	8	0	...شجع المؤسسة العمل ...	{1, نادرا}...	None	8	Center	Ordinal	Input
23	ع19	Numeric	8	0	...د أن العمل الجماعي ...	{1, نادرا}...	None	8	Center	Ordinal	Input
24	ع20	Numeric	8	0	...جبا يكلف الموظفون ...	{1, نادرا}...	None	8	Center	Ordinal	Input
25	ع21	Numeric	8	0	...د أن هناك تفاهما بين ...	{1, نادرا}...	None	8	Center	Ordinal	Input
26	ع22	Numeric	8	0	...أعتقد أن تحسين كفاءة ...	{1, نادرا}...	None	8	Center	Ordinal	Input
27	ع23	Numeric	8	0	...د أن هناك تنسيق بين ...	{1, نادرا}...	None	8	Center	Ordinal	Input
28	ع24	Numeric	8	0	...حاول عدم الشعور عن ...	{1, نادرا}...	None	8	Center	Ordinal	Input
29	الانتماء	Numeric	8	2	بعد قيم الانتماء	None	None	18	Right	Nominal	Input

1



	ع19	ع20	ع21	ع22	ع23		الانتماء
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

المرحلة الرابعة: التأكد من الخصائص السيكومترية لأداة الدراسة

1 – الخصائص السيكومترية لأدوات الدراسة:

1-1- صدق الاختبار:

لا يكون الاختبار صادقا إلا إذا توفر ما يلي:

- أن يكون الاختبار " قادرا على قياس ما وضع لقياسهَ "
- أن يكون الاختبار " قادرا على قياس ما وضع لقياسه فقط "

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

1-2- أنواع الصدق:

توجد في الحقيقة أنواع عديدة من الصدق نذكر منها:

- الصدق الظاهري – الصدق التمييزي – الصدق الذاتي – صدق المحتوى – الصدق العاملي
- صدق التكوين الفرضي – الصدق التنبؤي– صدق الاتساق الداخلي – الصدق التلازمي .

وسنتناول بعض أنواع الصدق وأشهرها وهي كالتالي:

1-2-1- صدق المحتوى: يطلق على هذا النوع من الصدق أحيانا 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" مثلا، ممثلة في مجموعة من البنود بصورة مناسبة.

الهدف الثاني: أن تمثل البنود المجالات الفرعية للخاصية أو أبعادها. وكذلك التوازن بين هذه المجالات.

(معمرية، 2007، ص،132)

يمكن **تقدير صدق المحتوى** بطريقتين هما:

أ- طريقة استشارة الخبراء(الصدق الظاهري):ويسمى أيضا **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 مُعِد الاختبار أن يقدم اختباره في استمارة تتضمن ثلاثة أعمدة. تتضمن العمود الأول الأهداف ويتضمن العمود الثاني الأسئلة التي تقيس كل هدف. ويتضمن العمود الثالث مكانا فارغا يضع فيه الخبراء ملاحظاتهم.

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

(معمرية، 2007، ص،134)

أ-1- حساب صدق الظاهري يدويا:

مثال:

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

لا يقيس	يقيس	البنود(الأسئلة)	الرقم	الأبعاد	الرقم
1	9	تسود الثقة المتبادلة بين الإدارة والموظفين	01	قيم الانتماء	01
0	10	تسود الثقة المتبادلة بين الموظفين فيما بينهم	02		
1	9	تعمل إدارة المؤسسة على تهيئة جو الرضا بين الموظفين	03		
1	9	أتخاطب مع زملائي في أمور العمل بمفردات (لغة) مشتركة	04		
0	10	المساواة هي الأساس الذي تتعامل به الإدارة العليا مع كل الموظفين	05	قيم التعاون	02
6	4	يسود دوران العمل في المؤسسة	06		
0	10	أفضل إنجاز العمل في حينه وعدم تأجيله	07		
4	6	أحترم مواعيد العمل	08		

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

الحل:

نقوم بحساب كاف تربيع من خلال القانون

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

حيث أن E هي التكرار المتوقع وتحسب وفق القانون التالي:

$$E = \frac{\text{مجموع التكرارات}}{\text{عدد البدائل}} = \frac{10\ (\text{مجموع الأساتذة المحكمين})}{2\ (\text{يقيس} - \text{لا يقيس})} = 5$$

أما O_i تمثل التكرار المشاهد (تكرارات يقيس ولا يقيس)

ولدينا **كا²** المجدولة عند مستوى الدلالة 0.05 ودرجة الحرية =1 (عدد البدائل – 1= 2−1=1) هي: 3.84

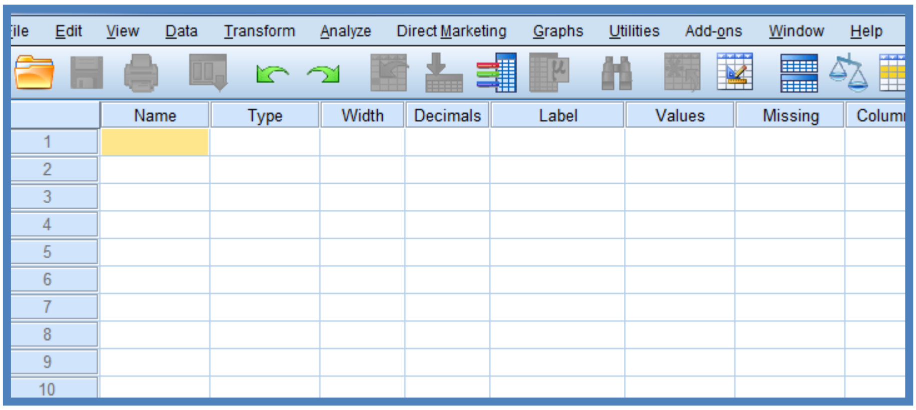
ونقارنها بالمحسوبة. ولكي نتخذ القرار بوجود الدلالة الإحصائية من عدمها نقارن **كا²** المجدول (3.84) بـ **كا²** المحسوبة، فإذا كانت المحسوبة أكبر من المجدولة نقول بوجود دلالة إحصائية بين آراء المحكمين حول مدى قياس هذا البند لبعد الاستبيان، أما إذا كانت **كا²** المحسوبة أقل من **كا²** المجدولة (3.84) نقول بعدم بوجود دلالة إحصائية بين آراء المحكمين حول مدى قياس هذا البند لبعد الاستبيان.

البنود	O−E	(O−E)²	$\frac{(O_i - E_i)^2}{E_i}$	كا² المحسوبة	الدلالة الإحصائية
01	4 = 5 −9	16	5	10	دال
	4 −= 5−1	16	5	3.84<10	
02	5 =5 −10	25	5	10	دال
	5 −= 5 – 0	25	5	3.84<10	
03	4 = 5 −9	16	5	10	دال
	4 −= 5−1	16	5	3.84<10	
04	4 = 5−9	16	5	10	دال
	4 −= 5−1	16	5	3.84<10	
05	5 =5−10	25	5	10	دال
	5 −= 5−0	25	5	3.84<10	
06	1 −= 5−4	1	0.2	0.8	غير دال
	1 = 5−6	1	0.2	3.84>0.8	
07	5 =5−10	25	5	10	دال
	5 −= 5−0	25	5	3.84<10	
08	1 = 5−6	1	0.2	0.8	غير دال
	1 −= 5−4	1	0.2	3.84>0.2	

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 α=0.05 بين آراء المحكمين حول مدى قياس البنود لأبعاد الاستبيان وبالتي نعتبر أن المقياس صادق فيما يقيس.

أ-2- حساب صدق الظاهري باستخدام spss:

نقوم بفتح صفحة جديدة في Spss



*** نقوم بإدخال عبارات الاستبيان كل على حدى (دائما مع المثال السابق)**

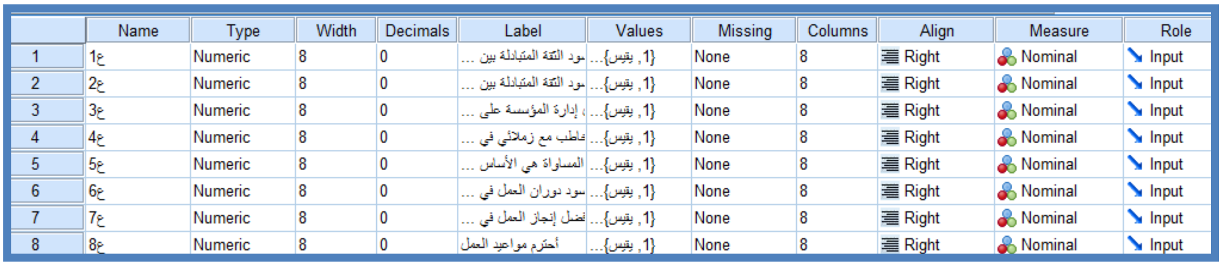
العبارة 01 : تسود الثقة المتبادلة بين الإدارة والموظفين

1. **Name:** ع1
2. **TYPE:** Numeric المتغير رقمي
3. **Width:** (8) عرض المتغير (بمعنى عدد الرموز، أو الأرقام)
4. **Decimals:** الأرقام العشرية (أي الرقم بعد الفاصلة ويتم اختيار 0)
5. **Label:** تسود الثقة المتبادلة بين الإدارة والموظفين (ويعني وصف المتغير)
6. **Values:** قيمة المتغير، وهنا يتم تعريف وترميز المتغير إما تقيس (1) ، وإما لا تقيس(2)، وذلك بالضغط على الخانة وإضافة الأرقام والمسميات.
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** Center أو Right أو Left ويختار المستخدم ما يناسبه علما أن الحالة القياسية هي Right
10. **Measure:** Nominal لأن المتغير اسمي (يقيس لا يقيس).

وتصبح الصف كما يلي:

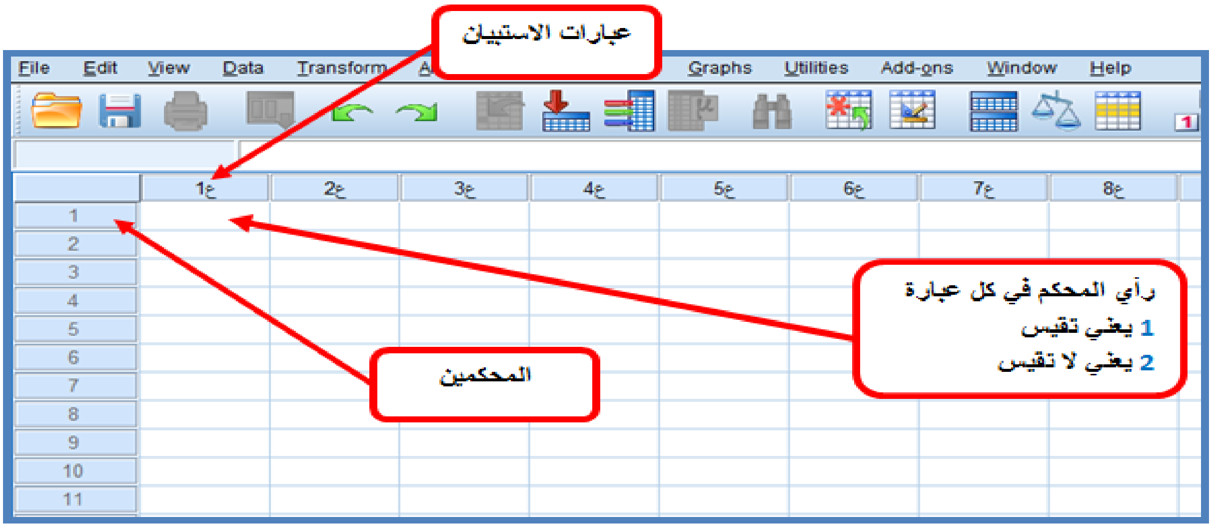
	Name	Type	Width	Decimals	Label	Values	Missing	Columns	Align	Measure	Role
1	ع1	Numeric	8	0	تسود الثقة المتبادلة بين...	{1, يقيس}...	None	8	Right	Nominal	Input

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	ع1	Numeric	8	0	... سود الثقة المتبادلة بين	{1, يقيس}...	None	8	Right	Nominal	Input
2	ع2	Numeric	8	0	... سود الثقة المتبادلة بين	{1, يقيس}...	None	8	Right	Nominal	Input
3	ع3	Numeric	8	0	... إدارة المؤسسة على	{1, يقيس}...	None	8	Right	Nominal	Input
4	ع4	Numeric	8	0	... خاطب مع زملائي في	{1, يقيس}...	None	8	Right	Nominal	Input
5	ع5	Numeric	8	0	... المساواة هي الأساس	{1, يقيس}...	None	8	Right	Nominal	Input
6	ع6	Numeric	8	0	... سود دوران العمل في	{1, يقيس}...	None	8	Right	Nominal	Input
7	ع7	Numeric	8	0	... فضل إنجاز العمل في	{1, يقيس}...	None	8	Right	Nominal	Input
8	ع8	Numeric	8	0	أحترم مواعيد العمل	{1, يقيس}...	None	8	Right	Nominal	Input

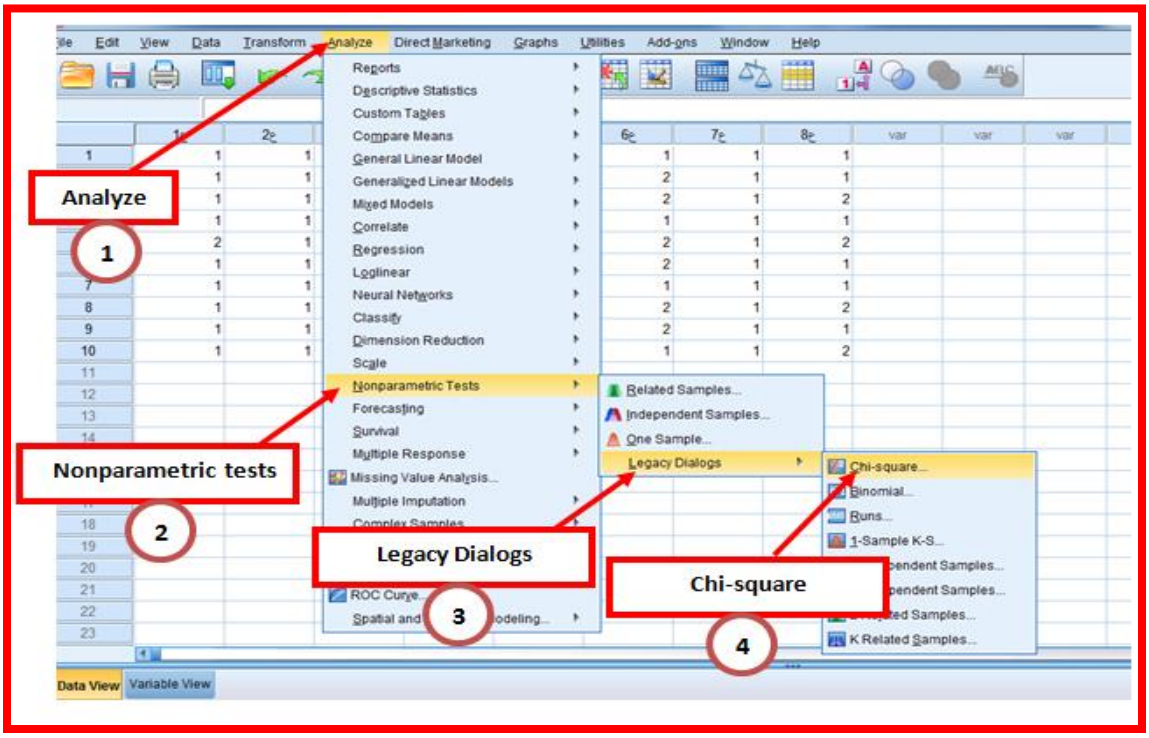
* ثم ننتقل إلى صفحة Data View من أجل إدخال البيانات لكل باحث حول رأيه عن الاستبيان هل يقيس (رمزه 1) أو لا يقيس (رمزه 2)

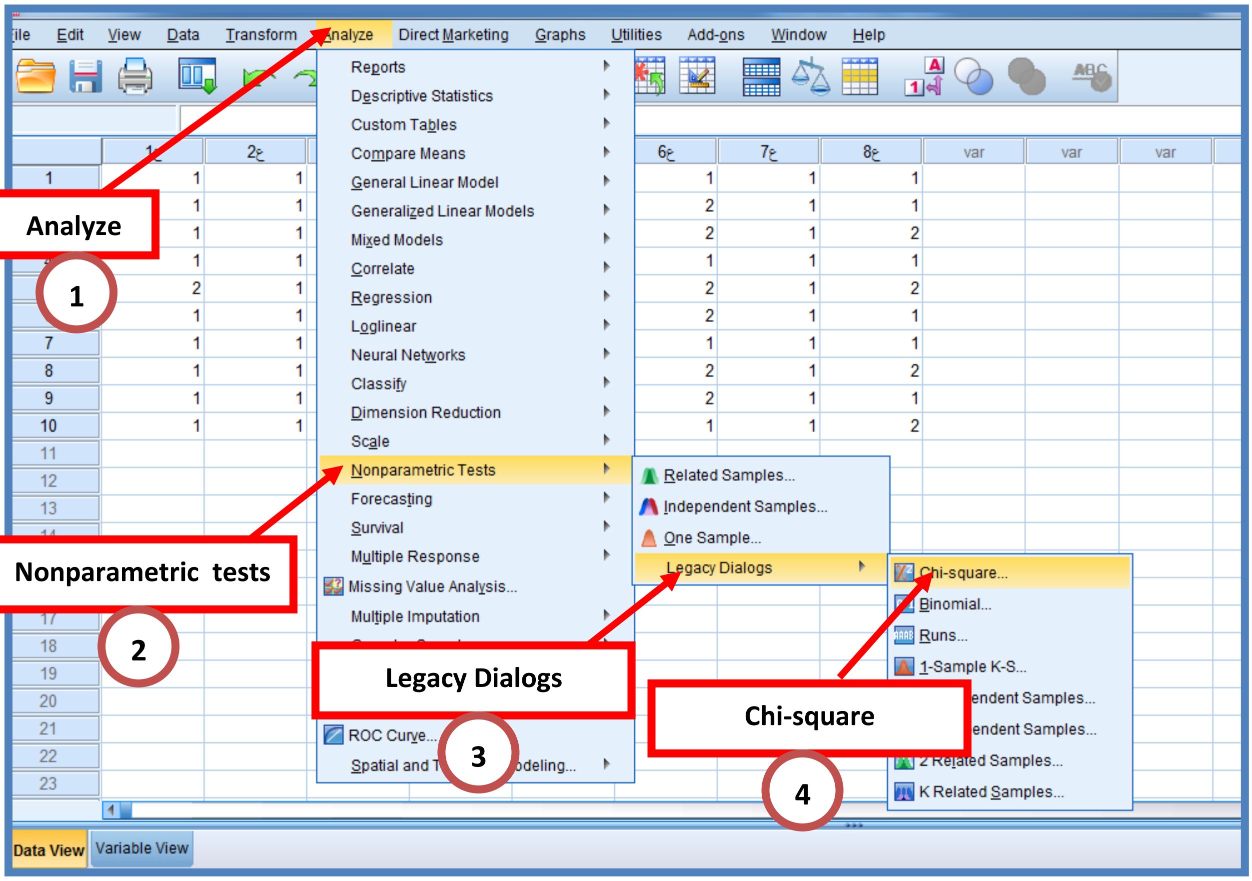


*بعد وضع آراء 10 محكمين حول 8 عبارات في الاستبيان لتصبح الهيئة النهائية لشاشة البيانات Data View كما يلي:

	ع1	ع2	ع3	ع4	ع5	ع6	ع7	ع8
1	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]	[illegible]
2	1	1	1	1	1	2	1	1
3	1	1	1	1	1	2	1	2
4	1	1	1	1	1	1	1	1
5	2	1	2	1	1	2	1	2
6	1	1	1	2	1	2	[illegible]	[illegible]
7	1	1	1	1	1	1	[illegible]	[illegible]
8	1	1	1	1	1	2	1	2
9	1	1	1	[illegible]	1	[illegible]	1	1
10	1	1	1	[illegible]	1	[illegible]	1	2
11								
12								

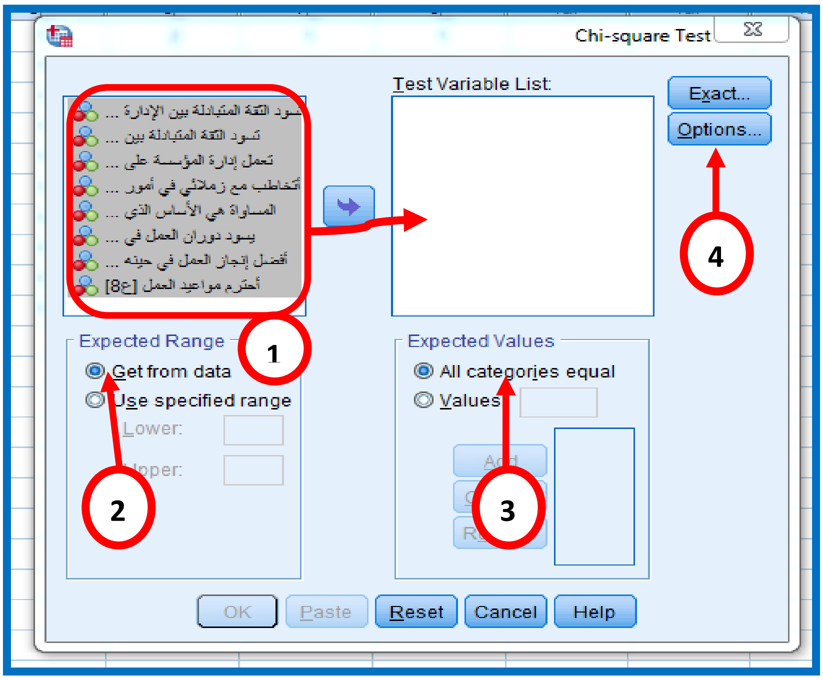
*نقوم بحساب كاف تربيع **(كا²)** لعبارات الاستبيان حتى نتأكد من دلالتها الإحصائية بهذه الطريقة:



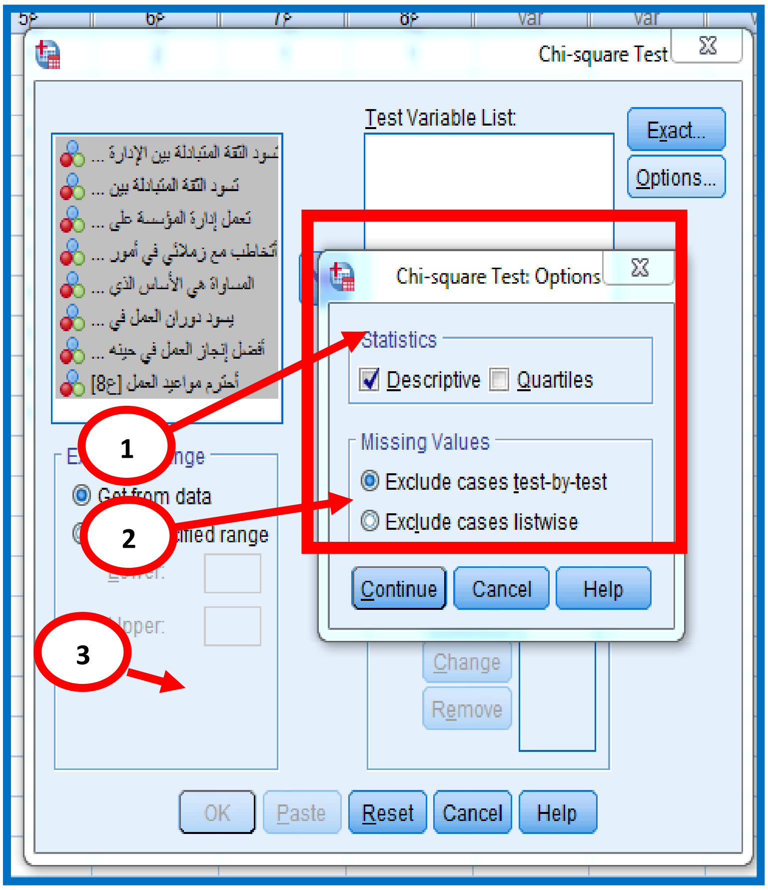


Analyze →Nonparametric teste →Legacy Dialogs →Chi-square

*بعد هذه الخطوات يظهر لنا المربع الحواري التالي :



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



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

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

	1 تسود الثقة ال... بين الإدارة والموظفين	3 تعمل إدارة ال... على تهيئة جو الرضا بين الموظفين	4 أتخاطب مع ... في أمور ال... بمفردات (لغة) مشتركة	6 يسود دوران العمل في المؤسسة	8 أحترم مواعيد العمل
Chi-Square	6.400[a]	6.400[a]	6.400[a]	.400[a]	.400[a]
df	1 1	3 1	4 1	6 1	8 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 إحصائيا وجب حذفهما أو إعادة صياغتهما أما الباقي فإنهم ذو دلالة إحصائية.

إذا يمكن أن نقول أنه هناك فروق ذات دلالة إحصائية عند مستوى الدلالة α=0.05 بين آراء المحكمين حول مدى قياس البنود لأبعاد الاستبيان وبالتي نعتبر 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 يدويا:

مثال:

لدينا استبيان لقياس الثقافة التنظيمية لدى العمال المهنيين، يتكون الاستبيان من 24 بندا، يتم الإجابة عنها ضمن ثلاثة بدائل هي: دائما، أحيانا، نادرا تأخذ العلامات 3، 2، 1 على الترتيب لتكون الدرجة الكلية للاستبيان تتراوح بين 24 و72 .

نقوم باستخدام معامل الارتباط بيرسون لحساب الارتباط بين كل بند والدرجة الكلية للاستبيان لعشرة 10 مفحوصين كمثال.(سنقوم بحساب بند رقم 01 وباقي البنود تكون بنفس الطريقة)

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

وبتطبيق معادلة الارتباط بيرسون

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

نجد أن: **r= 0.166**

عند درجة الحرية 8 = 2−10 وعند مستوى الدلالة 0.05 نجد أن القيمة المجدولة r = 0.631 (من خلال الجدول قيم r المجدولة) وهي أكبر من القيمة المحسوبة: r = 0.166، إذا نستنتج أن الاتساق ضعيف وغير دال للفقرة 01.

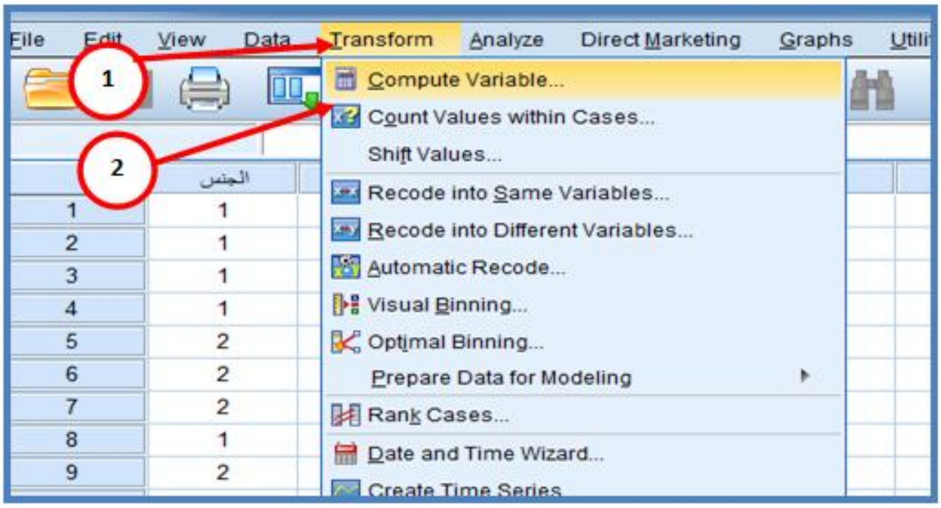
ب−2− حساب صدق الاتساق الداخلي باستخدام spss:

* إذا كان المقياس مقسم إلى أبعاد نقوم بحساب الاتساق الداخلي لكل بعد على حدى

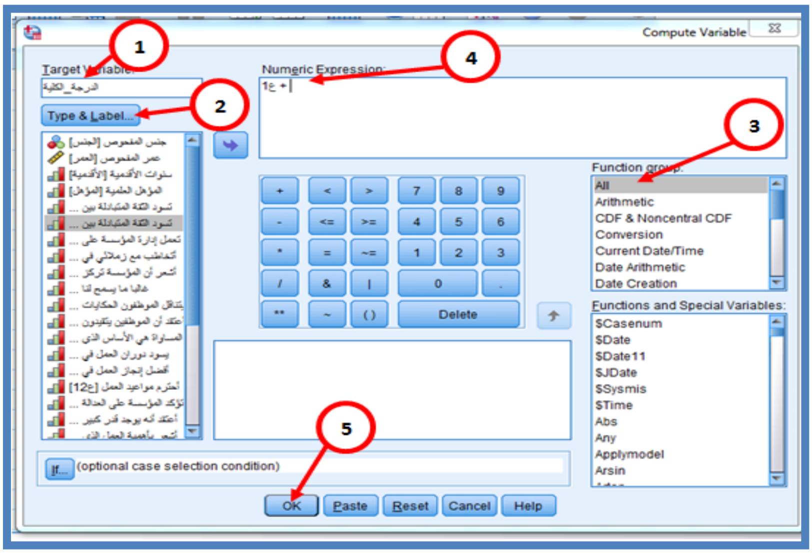
* في الدراسات الاستطلاعية من الأحسن أن لا يتجاوز عدد المبحوثين 30 ليتم توزيع الاستبيان التجريبي للتأكد من خصائصه السيكومترية (الصدق والثبات).

أولا: يجب إنشاء الدرجة الكلية لهذا الاستبيان بالطريقة التالية

Transform ⟶ Compute variable



فيظهر المربع الحواري التالي:

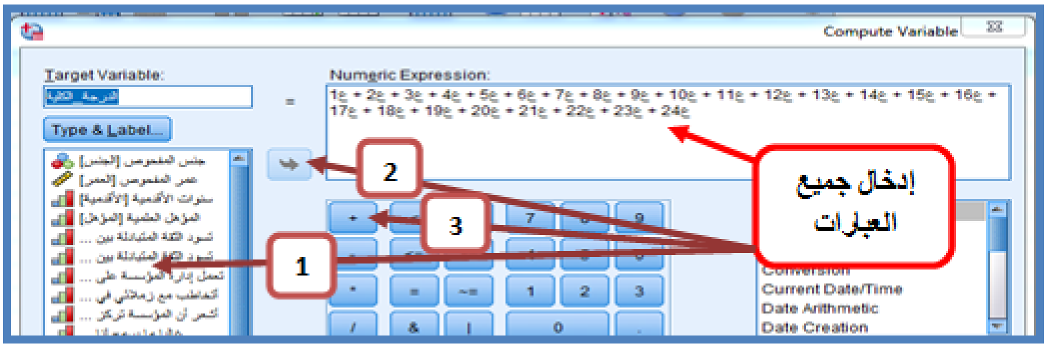


1) نكتب عنوان المتغير في **Target Variable مثال:** الدرجة_الكلية (لا تقبل الفراغات)

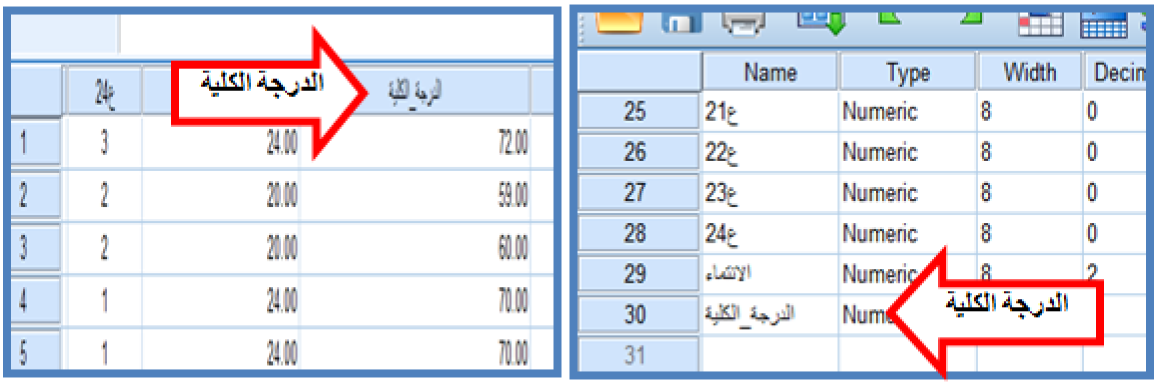
2) نعرف العنوان في خانة **Type & Label** **مثال:** الدرجة الكلية للمقياس.

3) نختار All في خانة **Function group**

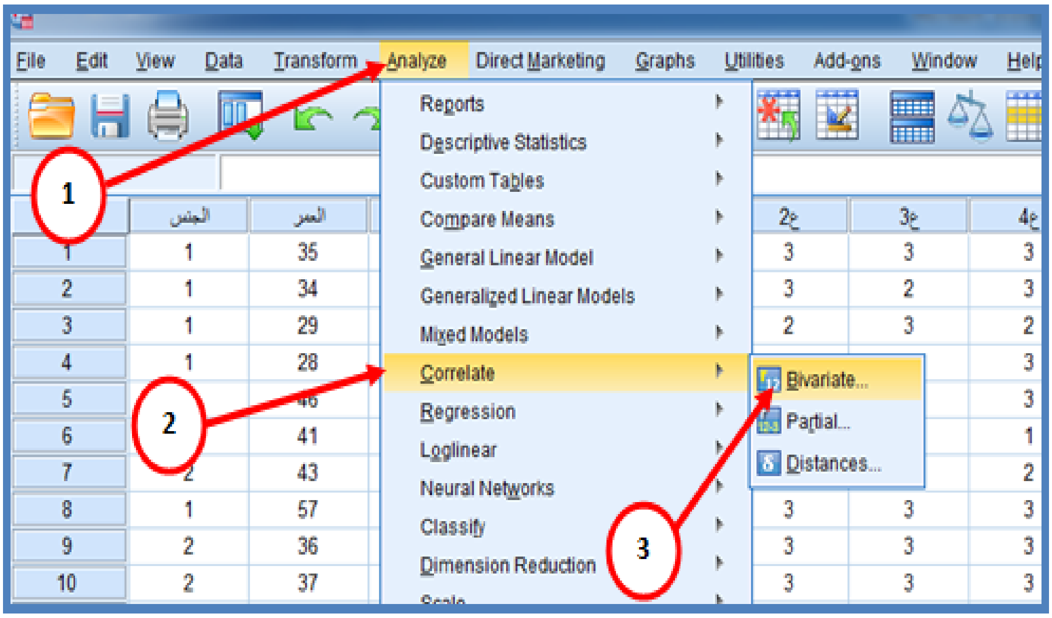
4) نقوم بجمع العبارات في خانة **Numeric Expression** مثال: ع1+ع2+ع3……ع24



5) نختار Ok فيظهر عمود للدرجة الكلية في صفحة **Data View** وصف للدرجة الكلية في صفحة **Variable View** بهذا الشكل.

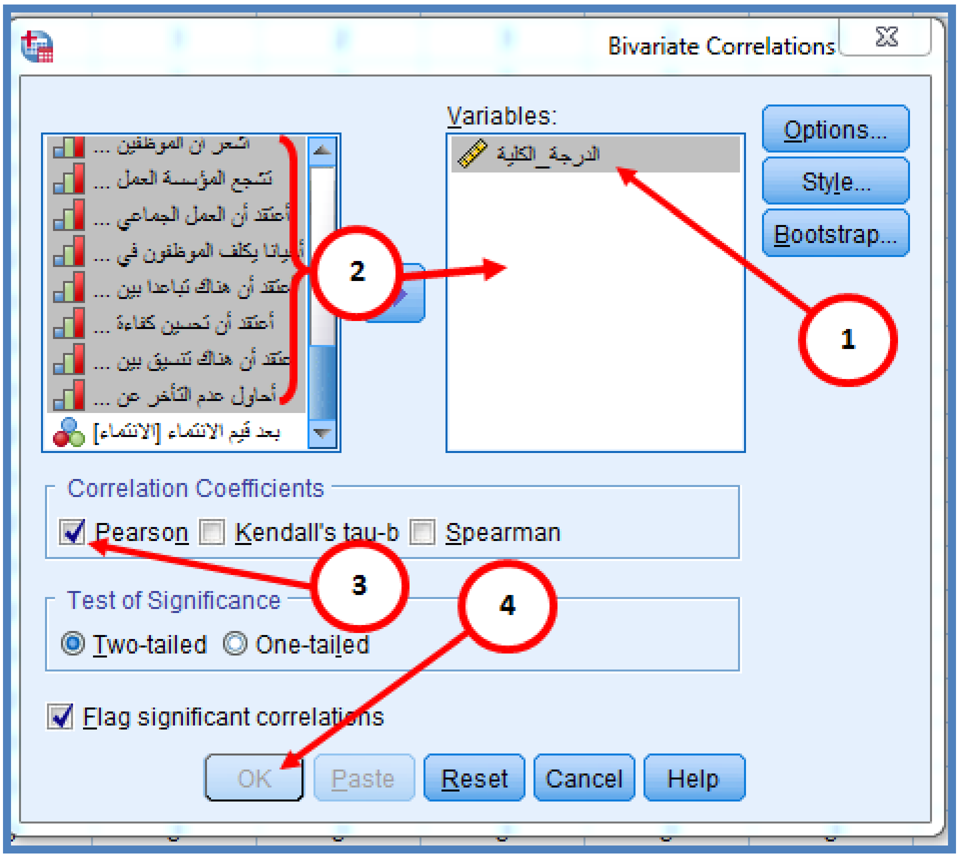


6) نقوم بحساب العلاقة الارتباطية بين العبارات والدرجة الكلية للمقياس من خلال:



Analyze ⟶ Correlate ⟶ Bivariate

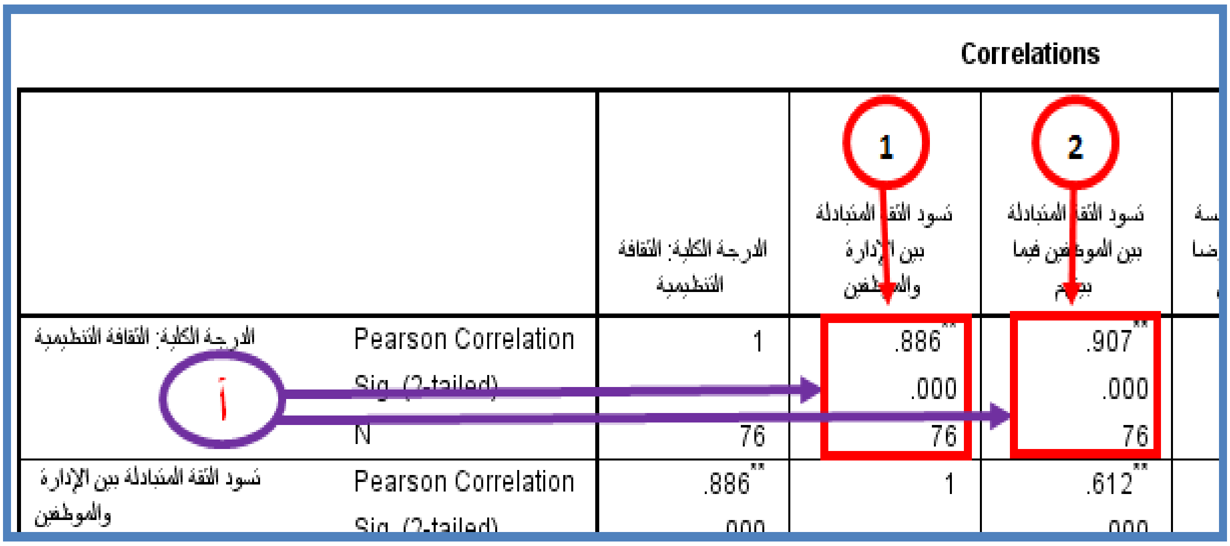
فيظهر المربع الحواري التالي:



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 لتفسير النتائج وباقي الجدول تكون بنفس الطريقة



Correlations

		الدرجة الكلية: الثقافة التنظيمية	سود الثقة المتبادلة بين الإدارة والموظفين (1)	سود الثقة المتبادلة بين الموظفين فيما بينهم (2)
الدرجة الكلية: الثقافة التنظيمية (أ)	Pearson Correlation	1	.886**	.907**
	Sig. (2-tailed)		.000	.000
	N	76	76	76
سود الثقة المتبادلة بين الإدارة والموظفين	Pearson Correlation	.886**	1	.612**
	Sig. (2-tailed)	.000		.000

– رقم 1 و2 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) **r=0.88** وأن Sig =0.00 أنه توجد علاقة ارتباطية قوية بينهما وأنها دالة إحصائيا عند 0.05.
- نلاحظ أن درجة الارتباط بين الدرجة الكلية والعبارة 02 (تسود الثقة المتبادلة بين الموظفين) **r=0.90** وأن Sig =0.00 أنه توجد علاقة ارتباطية قوية بينهما وأنها دالة إحصائيا عند 0.05. وهكذا نواصل مع جميع العبارات
- إذا وجدنا أن العلاقة الارتباطية بين الدرجة الكلية وأحد العبارات ضعيفة هذا يعني أنهه لا توجد للفقرة علاقة بالمقياس ويتوجب 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 تنازليا أو تصاعديا في التوزيع، ثم يسحب 27 % من المفحوصين من طرفي التوزيع، فتصير له مجموعتان متطرفتان تساوي كل منهما 10 أفراد (38×100/27=10.26)، فيقارن بينهما باستخدام اختبار " ت" لدلالة الفروق بين متوسطين 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 فكانت درجاتهم كالتالي:

علينا:

- تفريغ الدرجات لكل فقرة في الجدول
- إيجاد مجموع درجات الأفراد في الاستبيان ككل
- ترتيب الدرجات من أقل درجة إلى أعلى درجة
- تحديد 27 % من طرفي التوزيع 10× 100/27 = 2.7 ≃ 3 أفراد

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

– نأخذ 03 أفراد من العينة الدنيا (الدرجات الضعيفة) و 03 أفراد من العينة العليا (الدرجات المرتفعة) ونجري مقارنة بينهما من خلال اختبار " ت" T لعينين مستقلتين. عند مستوى الدلالة α= 0.05.

– نحسب "ت" المحسوبة بالخطوات التالية:

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

أولا: نحسب المتوسط الحسابي للعينتين وفق القانون التالي :

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

(المتوسط الحسابي للعينة الدنيا) $\bar{x}1 = \frac{\Sigma\, xi}{n} = \frac{53}{3} = 17.66$

(المتوسط الحسابي للعينة العليا) $\bar{x}2 = \frac{\Sigma\, xi}{n} = \frac{43}{3} = 14.33$

ثانيا: نحسب التباين للعينتين وفق القانون التالي:

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

(التباين للعينة الدنيا) $S1^2 = \frac{\Sigma\,(xi - \overline{x1})^2}{n-1} = \frac{\mathbf{0.705}}{3-1} = 0.352$

(التباين للعينة العليا) $S2^2 = \frac{\Sigma\,(xi - \bar{x}2)^2}{n-1} = \frac{\mathbf{0.664}}{3-1} = 0.332$

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

$$T = \frac{\bar{x}1 - \bar{x}2}{\sqrt{\frac{(n1-1)S1^2+(n2-1)S2^2}{(n1+n2)-2} \times \left(\frac{1}{n1} + \frac{1}{n2}\right)}}$$

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

$$T = \frac{17.66 - 14.33}{\sqrt{\frac{(3-1)0.352+(3-1)0.332}{(3+3)-2} \times \left(\frac{1}{3} + \frac{1}{3}\right)}} = \frac{3.33}{\sqrt{\frac{0.704+0.664}{4} \times 0.66}} = \frac{3.33}{\sqrt{0.225}} = \frac{3.33}{0.474}$$
$$= 7.02$$

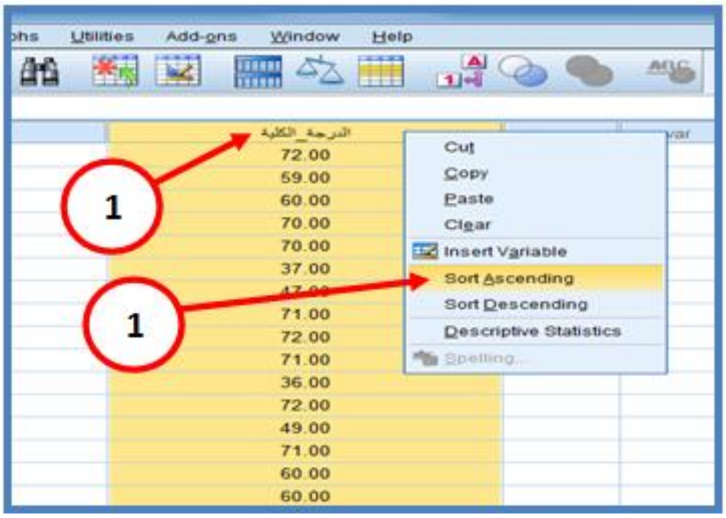
لدينا قيمة "ت" المحسوبة = 7.02.

أما قيمة "ت" الجدولية عند درجة الحرية 4 = 2− (3+3) = df وعند مستوى الدلالة 0.05 وهي تساوي 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:

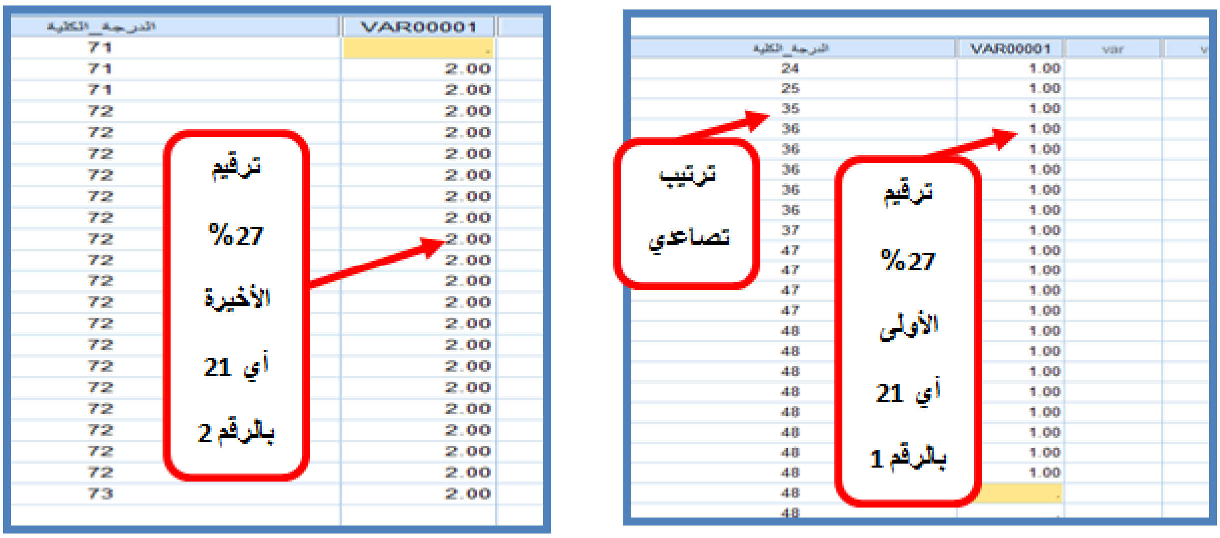
أولا: يجب إيجاد الدرجة الكلية للمقياس (تم التطرق إليها)

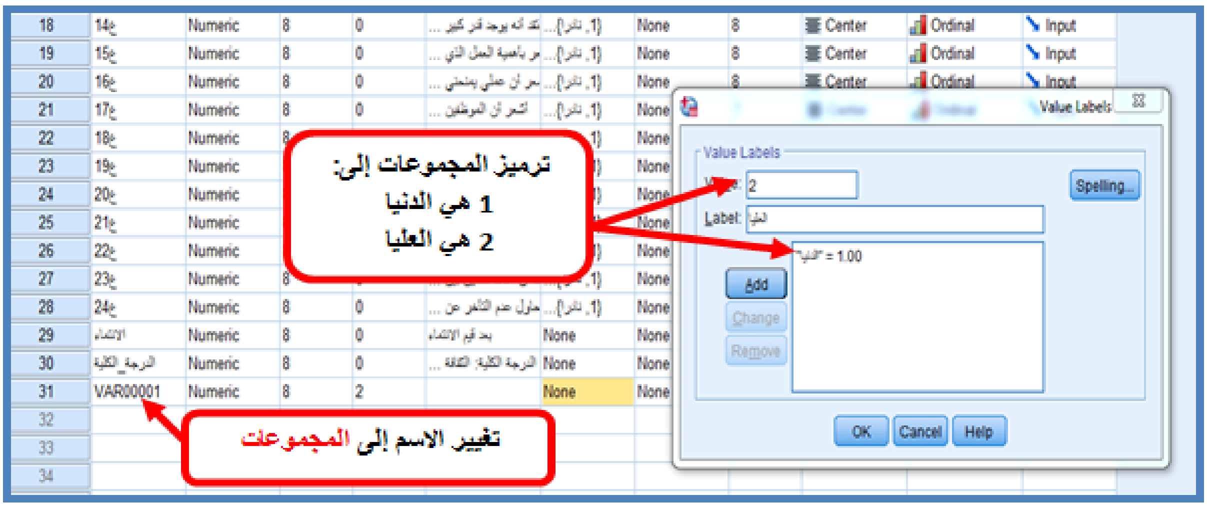
ثانيا: نقوم بترتيب الدرجة الكلية (تصاعديا أو تنازليا) من خلال الذهاب إلى عمود الدرجة الكلية في صفحة **Data View** إلى **Sort Ascending** .



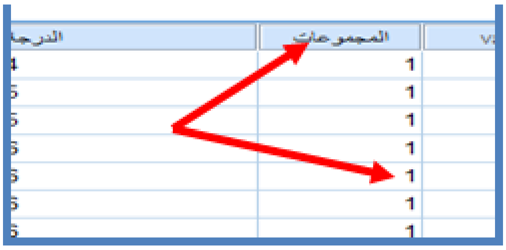
ثم نقوم بتحديد نسبة 27 % من العينة ككل (76× 27÷ 100= 20.52 ≈ 21)، بإضافة عمود جديد Var ونكتب 1 ثم نعكس الترتيب أو نبدأ من الأسفل ونكتب 2.

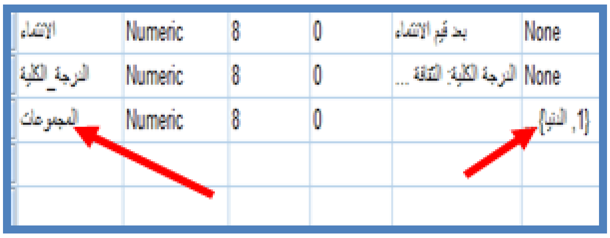
ثم نرجع إلى صفحة **Variable View** ونقوم بتسمية العمود إلى **المجموعات**، ثم من خلال **Values** نقوم بترميز المجموعات إلى **الدنيا هي 1، والعليا هي 2.**





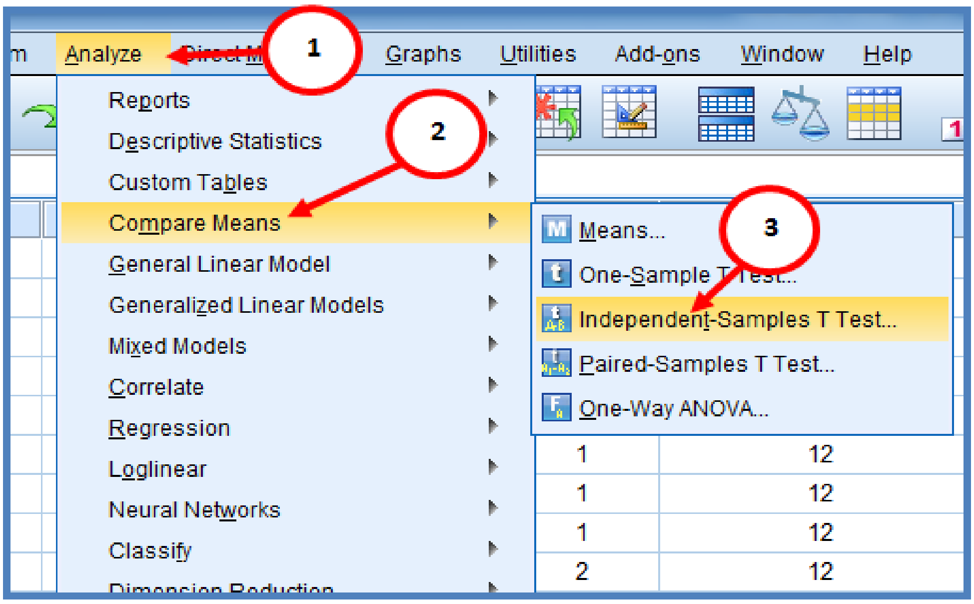
فتصبح بهذا الشكل:





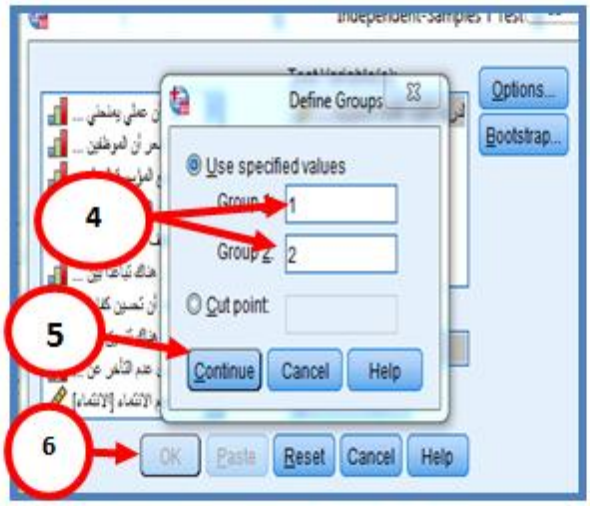
وللتأكد من وجود فروق بين هاتين المجموعتين (الدنيا والعليا) نذهب إلى:

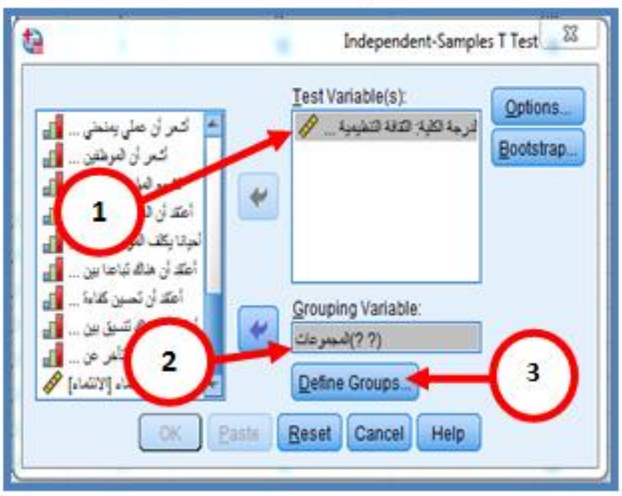
Analyze → Compare Means → Independent-Samples T Test



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 و2 ثم نضغط **Continue** ثم **Ok**





فتظهر 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
الدرجة الكلية: الثقافة التنظيمية	الدنيا	21	41.57	7.909	1.726
	العليا	21	71.95	.384	.084

الجدول الثاني:

Sig الأولى إذا كانت: Sig < 0.05 في هذه الحالة نختار القيم في الصف السفلي

Sig الأولى إذا كانت : إذا كانت Sig > 0.05 نختار القيم في الصف العلوي

Independent Samples Test

		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	Difference Lower	Difference Upper
الدرجة الكلية: الثقافة التنظيمية	Equal variances assumed	82.485	.000	-17.582-	40	.000	-30.381-	1.728	-33.873-	-26.889
	Equal variances not assumed			-17.582-	20.094	.000	-30.381-	1.728	-33.984-	-26.778-

أولا نشاهد قيمة Sig الأولى إذا كانت :

Sig < 0.05 في هذه الحالة نختار القيم في الصف السفلي، أما إذا كانت Sig > 0.05 نختار القيم في الصف العلوي .

في مثالنا هذا نجد قيمة Sig = 0.00 وهي أقل من 0.05 ، إذا نختار القيم في الصف 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 الصفري ونقبل البديل ونقول توجد فروق ذات دلالة إحصائية لدى العينة بناءا على المجموعات (العليا والدنيا) إذا المقياس يوجد به صدق تمييزي 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 الصفري ونرفض الفرض البديل ونقول لا توجد فروق ذات دلالة إحصائية لدى العينة بناءا على المجموعات (العليا والدنيا) إذا المقياس لا يوجد به صدق تمييزي وغير قادر على التمييز بين الأشخاص الذين يمتلكون السمة بشكل عالي والذين يمتلكون السمة بشكل منخفض أي لا توجد أطراف للسمة.

1-2-3- 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 حقيقية يمكن اعتبارها محكا ينسب إليه صدق الاختبار. وذلك بحساب الجذر التربيعي لمعامل الثبات بوصفه معاملا للصدق. إلا أن هذه الطريقة عليها ملاحظتان:

الأولى: أنها تتجاهل تماما 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 دائما عبارة عن كسر من الواحد الصحيح، ونتيجة لاستخراج جذرها التربيعي، نحصل دائما على قيمة أكبر منها (حيث أن جذر كسر عشري أكبر منه)

مثال: لدينا قيمة الثبات ألفا كرونباخ = 0.65

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

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

1-3- ثبات الاختبار:

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

- أن يعطي الاختبار نفس النتائج تقريبا 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 الحقيقية التي يحصل عليها الفرد في اختبار ما. **(معمرية، 2007، ص،167)**

1-4- أنواع الثبات:

توجد في الحقيقة أنواع عديدة لحساب الثبات نذكر منها:

– طريقة ألفا كرونباخ– طريقة التجزئة النصفية – طريقة التناسق الداخلي– طريقة الصور المتكافئة – طريقة إعادة تطبيق الاختبار – طريقة ثبات اختبار السرعة.

وسنتناول بعض أنواع الثبات وأشهرها وهي كالتالي:

1-4-1- الثبات بألفا 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)

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

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)، وبدائل الإجابة هي: دائما، أحيانا، نادرا 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 (التباين الجزئي)

الأفراد	X1	X2	X3	$x1-\overline{x1}$	$x2-\overline{x2}$	$x3-\overline{x3}$	$(x1-\overline{x1})^2$	$(x2-\overline{x2})^2$	$(x3-\overline{x3})^2$
	العبارات								
1	1	3	3	0.2−	1.2	1.2	0.04	1.44	1.44
2	1	2	1	0.2−	0.2	0.8−	0.04	0.04	0.64
3	2	1	2	0.8	0.8−	0.2	0.64	0.64	0.04
4	1	1	1	0.2−	0.8−	0.8−	0.04	0.64	0.64
5	1	2	2	0.2−	0.2	0.2	0.04	0.04	0.04
Σ	**6**	**9**	**9**	**0**	**0**	**0**	**0.8**	**2.8**	**2.8**
المتوسط الحسابي	**1.2**	**1.8**	**1.8**				**التباين الجزئي للسؤال01**	**التباين الجزئي للسؤال02**	**التباين الجزئي للسؤال03**

– نحسب مجموع الأجوبة على كل سؤال ونكون سلسلة جديدة نحسب متوسطها الحسابي ثم تباينها (التباين الكلي):

الأفراد	X1+X2+X3=X4	X4−x̄	(X4−x̄)²
01	7	2.2	4.84
02	4	0.8 −	0.64
03	5	0.2	0.04
04	3	1.8 −	3.24
05	5	0.2	0.04
Σ	24		8.8
المتوسط الحسابي	**4.8**=5/24		

– حساب ألفا كرونباخ α

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

α: ألفا كرونباخ

K: عدد الأسئلة = 3

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

δ_{X}^{2}: التباين الكلي = 8.8   ومنه نطبق في المعادلة

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

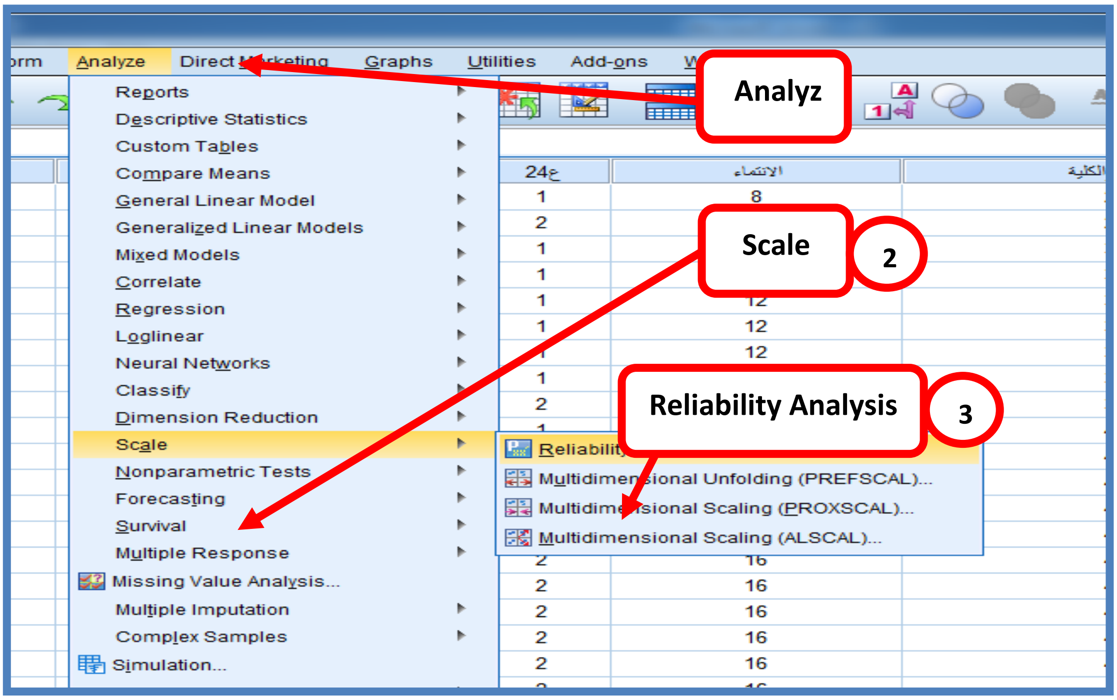
إذا وجدنا قيمة $\boldsymbol{\alpha}$ = 0.42 منه نستنتج أن الثبات ضعيف ولكي يكون الثبات قوي وقبول فيجب أن يكون أكبر أو يساوي من 7($7 \leq \boldsymbol{\alpha}$).

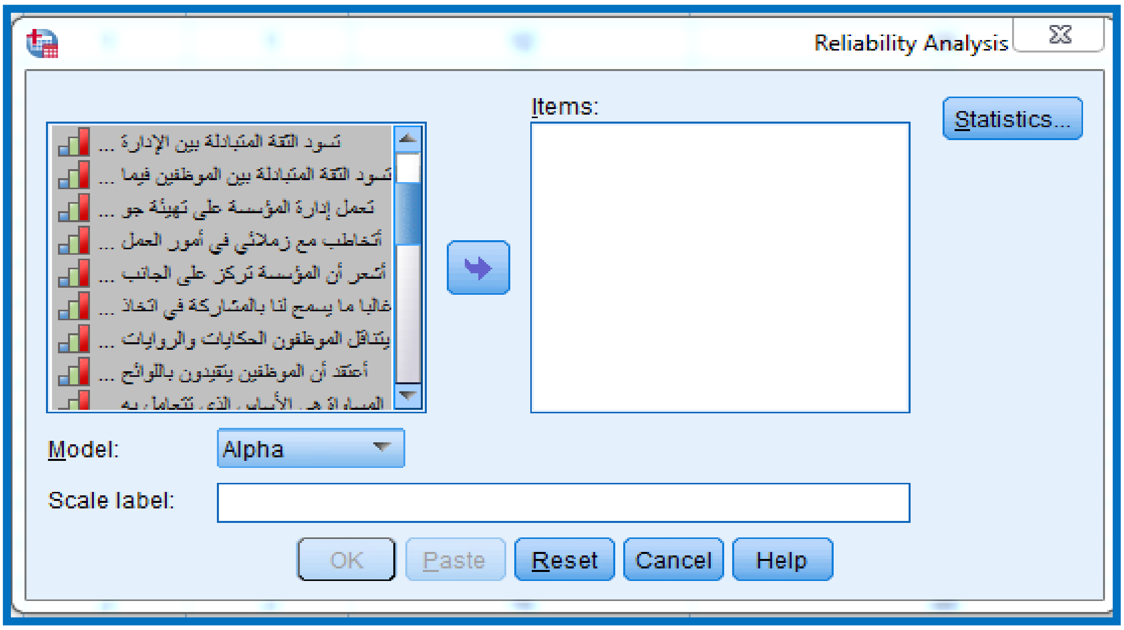
ب- حساب معامل ألفا كرونباخ باستخدام spss:

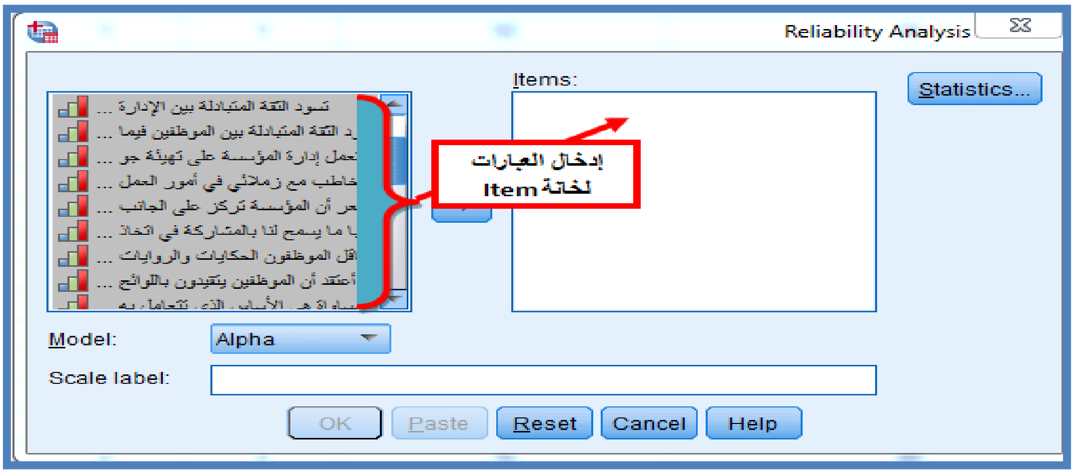
يجب إتباع الخطوات 3التالية:

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

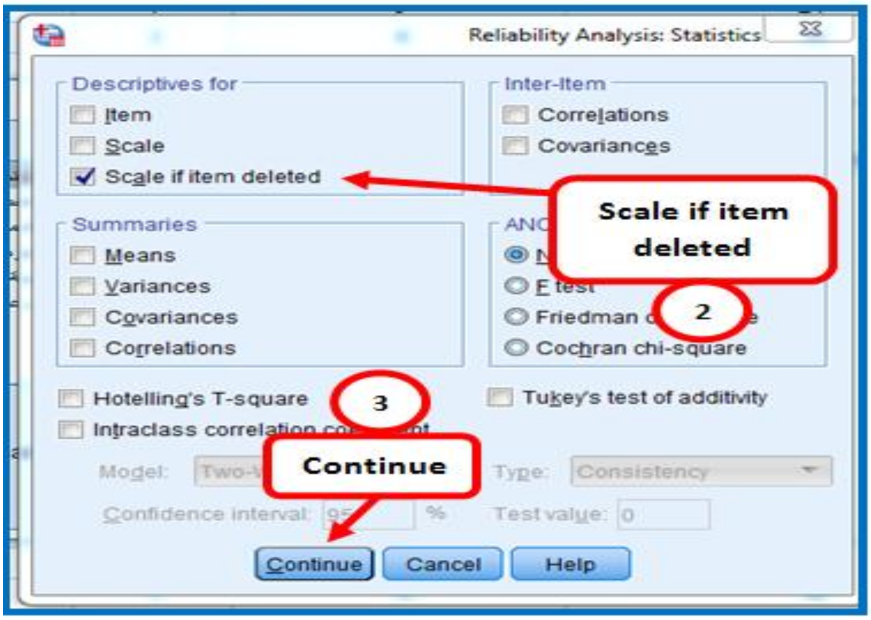
Reliability Statistics

Cronbach's Alpha	N of Items
.943	25

أما إذا كان أقل من 0.70 فإنه لا يعمل به 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 **Scale if item deleted** ثم **continue** ثم **Ok** فيظهر الجدول التالي:

Item-Total Statistics

	Scale Mean if Item Deleted	Scale Variance if Item Deleted	Corrected Item-Total Correlation	Cronbach's Alpha if Item Deleted
تسود الثقة المتبادلة بين الإدارة والموظفين	75.16	315.575	.878	.940
تسود الثقة المتبادلة بين الموظفين فيما بينهم	75.29	312.208	.901	.939
تعمل إدارة المؤسسة على تهيئة جو الرضا بين الموظفين	[illegible]	[illegible]	.878	.940
أتخاطب مع زملائي في أمور العمل بمفردات (لغة) مشتركة	[illegible]	[illegible]	.901	.939
أشعر أن المؤسسة تركز على الجانب الإنساني	75.16	315.575	.878	.940

قيم الف كرونباخ بعد إزالة الفقرة المقابلة لكل قيمة

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

1-4-2- 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 يدويا:

مثال تطبيقي:

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

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

الحل:

نقوم بتجميع درجات الأسئلة الفردية على حدى ونسميها " x " ودرجات الأسئلة الزوجية على حدى ونسميها " y " لكل طالب منفردا ونضعها في الجدول التالي:

Y²	X²	X y	Y مجموع الدرجات الزوجية	X 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**

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

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

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

$$r = 0.77$$

*ثانيا نقوم بحساب معامل الارتباط المصحح، لأنه 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 متساويين في التباين أما إذا لم يكونوا متساويين نصححها **بمعادلة جيتمان**

ب- حساب الثبات بالتجزئة النصفية باستخدام spss:

يجب إتباع الخطوات التالية:

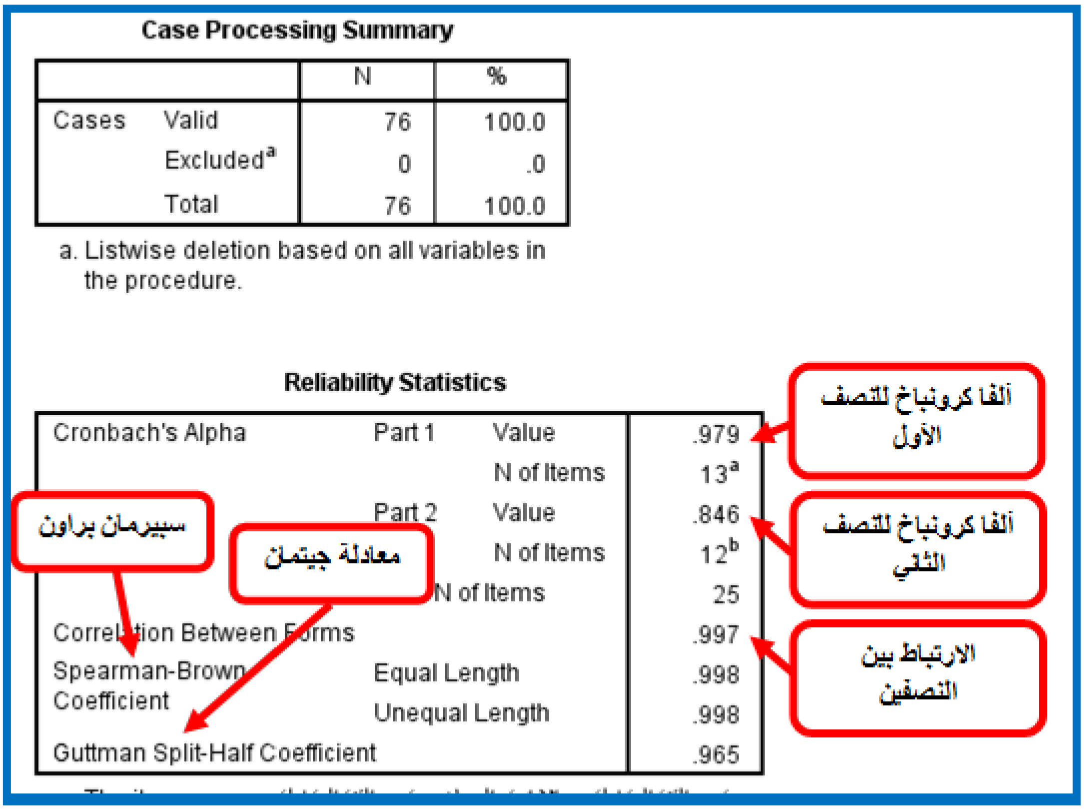
Analyze → Scale → Reliability Analysis → items (نضع فيها المتغيرات) →

Continue → Split-hqlf (التجزئة النصفية) → Ok

نفس خطوات حساب ألفا كرونباخ إلا أننا نختار هذه المرة **Split-hqlf** (التجزئة النصفية) بدلا 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	.979
		N of Items	13[a]
	Part 2	Value	.846
		N of Items	12[b]
	Total 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 متساويين في التباين أما إذا لم يكونوا متساويين نصححها **بمعادلة جيتمان**

لدينا هنا في هذا المثال معال الثبات بأسلوب التجزئة النصفية :

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

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

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

هذا المعامل تم استنتاجه من طرف كيودر ورتشاردسون 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 ورتشاردسون، أي تستخدم هذه الطريقة في حساب الثبات عندا تكون درجات مفردات أو أسئلة الاختبار أو الاستبيان ثنائية فقط مثل (1،0) 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 التناسق الداخلي(معادلة كيودر ورتشاردسون-20) يدويا:

مثال تطبيقي:

لدينا استبيان مكون من 3 بنود (فقرات) و02 بدائل للإجابة (نعم ، لا) تأخذ العلامات 2، 1 على الترتيب، تم توزيعه على 5 أفراد.

المطلوب : حساب معامل الثبات وفق طريقة كودر – ريشاردسون؟

الحل:

أولا:– نفرغ استجابات الأفراد في الجدول (لا =1، نعم =2)

– حساب مجموع درجات الأفراد في الاستبيان ككل

– حساب مجموع درجات الفقرات

– حساب متوسط درجات الفقرات

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

ثانيا – نقوم بحساب تباينات الاستبيان وفق القانون التالي: $S_{item}^{2} = \frac{\sum(x_i - \bar{x})^2}{n}$

$(x3-\overline{x3})^2$	$(x3-\overline{x3})^2$	$(x2-\overline{x2})^2$	$(x1-\overline{x1})^2$	$x4-\overline{x4}$	$x3-\overline{x3}$	$x2-\overline{x2}$	$x1-\overline{x1}$	العبارات				
								X4	X3	X2	X1	الأفراد
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	0.14	0.14	2	1	2	2	02
0.084	0.324	0.196	0.196	0.29	– 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**
التباين الجزئي للسؤال **04**	التباين الجزئي للسؤال **03**	التباين الجزئي للسؤال **02**	التباين الجزئي للسؤال **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 : $S_{Total}^{2} = \frac{\sum(x_i - \bar{x})^2}{n}$

$(X_i - \bar{X})^2$	$X_i - \bar{X}$	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

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

رابعا: نقوم بحساب التناسق الداخلي (معادلة كيودر ورتشاردسون -20):

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

$$= \frac{4}{4-1}\left[\frac{1.71 - (0.12 + 0.12 + 0.24 + 0.20)}{1.71}\right]$$

$$KR_{20} = 1.33\left[\frac{1.03}{1.71}\right] = 1.33 \times 0.60 = 0.80$$

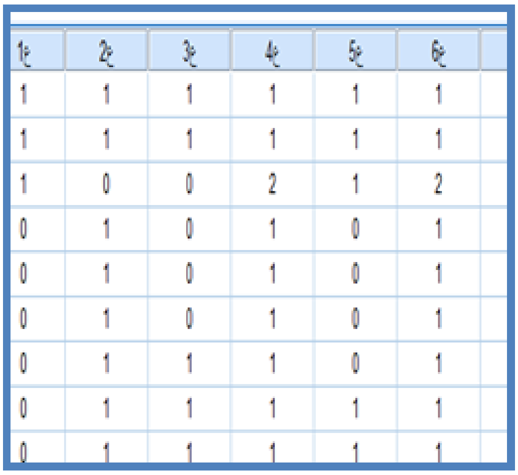
بما أن قيمة معامل كيودر ورتشاردسون تساوي 0.80 وهي أكبر من 0.70 فإن ثبات الاستبيان **قوي**

(عبان، معامل ثبات الاستبيان وفق طريقة كودر ريتشاردسون ، 2020)

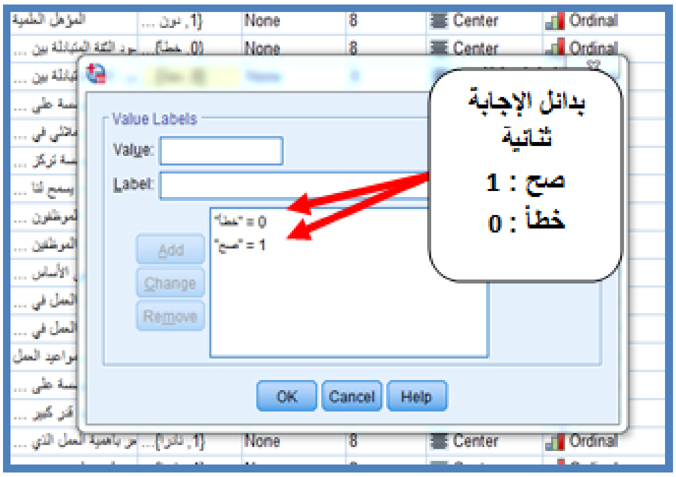
ب- حساب الثبات بطريقة التناسق الداخلي(معادلة كيودر ورتشاردسون -20) باستخدامspss:

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

مثال: لدينا بدائل الإجابة صح 1 وخطأ 0.



ع1	ع2	ع3	ع4	ع5	ع6
1	1	1	1	1	1
1	1	1	1	1	1
1	0	0	2	1	2
0	1	0	1	0	1
0	1	0	1	0	1
0	1	0	1	0	1
0	1	1	1	0	1
0	1	1	1	1	1
0	1	1	1	1	1

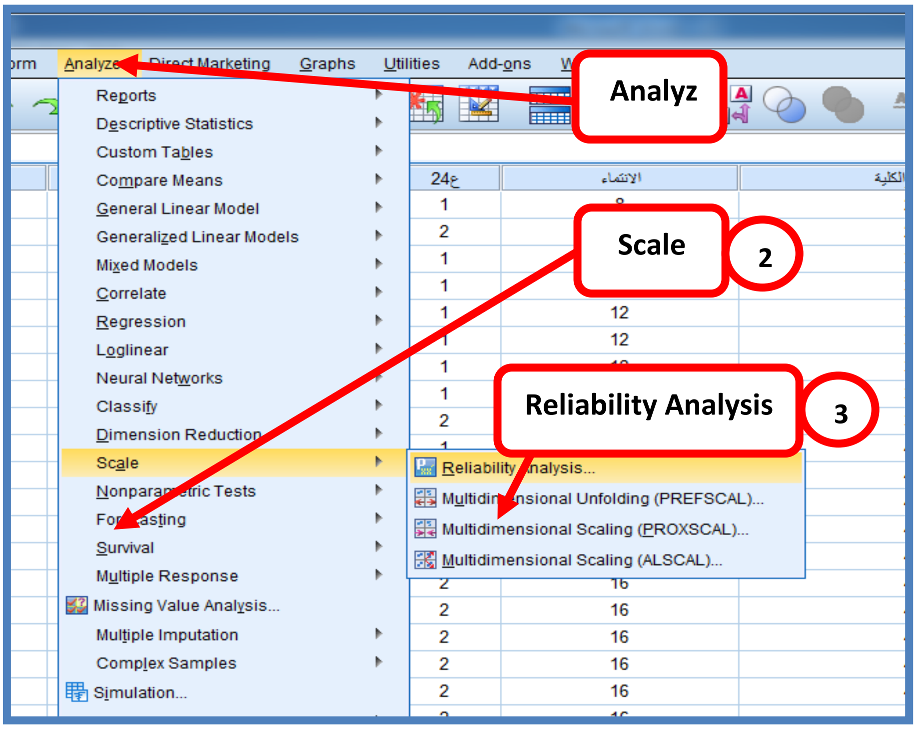


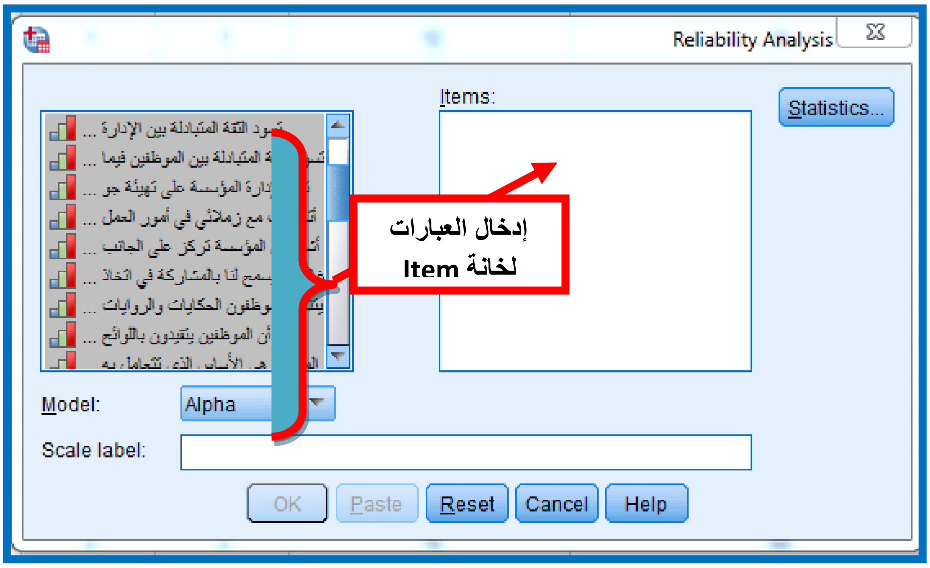
في هذه الحالة نحسب الثبات بطريقة التناسق الداخلي(معادلة كيودر ورتشاردسون -20) بنفس خطوات وطريقة حساب ألفا كرونباخ.

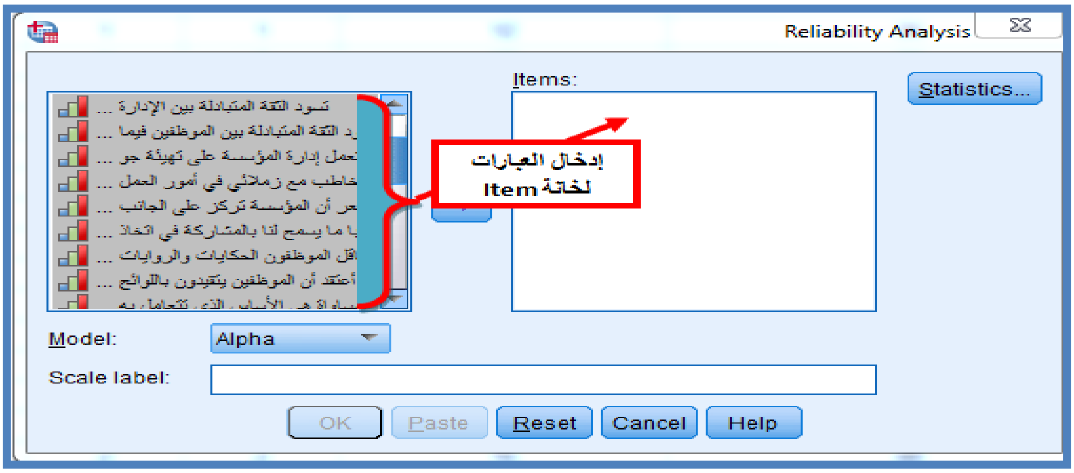
يجب إتباع الخطوات التالية:

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

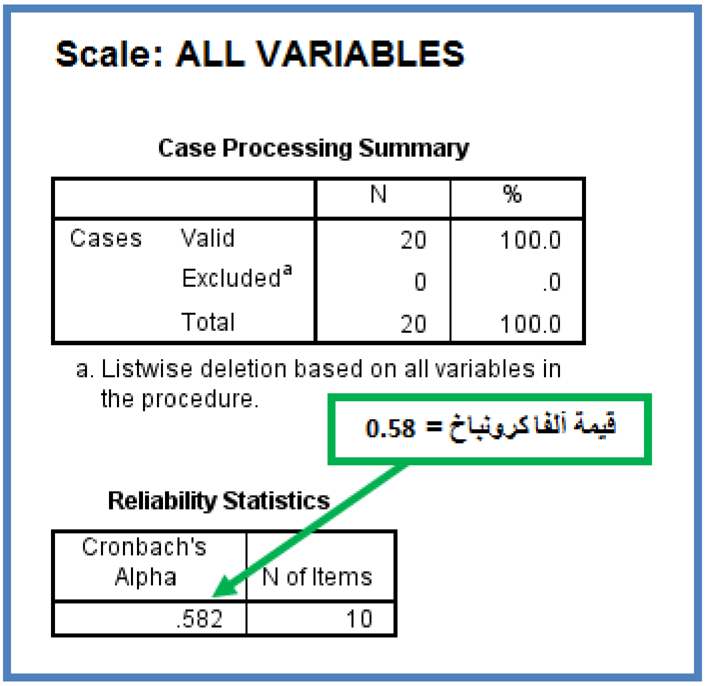
Continue → Alpha → Ok


Analyze
Direct Marketing
Graphs
Utilities
Add-ons
Reports
Descriptive Statistics
Custom Tables
Compare Means
General Linear Model
Generalized Linear Models
Mixed Models
Correlate
Regression
Loglinear
Neural Networks
Classify
Dimension Reduction
Scale
Nonparametric Tests
Forecasting
Survival
Multiple Response
Missing Value Analysis...
Multiple Imputation
Complex Samples
Simulation...
Reliability Analysis...
Multidimensional Unfolding (PREFSCAL)...
Multidimensional Scaling (PROXSCAL)...
Multidimensional Scaling (ALSCAL)...
Analyz
Scale
2
Reliability Analysis
3


Reliability Analysis
Items:
Statistics...
إدخال العبارات
لخانة Item
Model:
Alpha
Scale label:
OK
Paste
Reset
Cancel
Help


Reliability Analysis
Items:
Statistics...
إدخال العبارات
لخانة Item
Model:
Alpha
Scale label:
OK
Paste
Reset
Cancel
Help

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.



Scale: ALL VARIABLES

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.

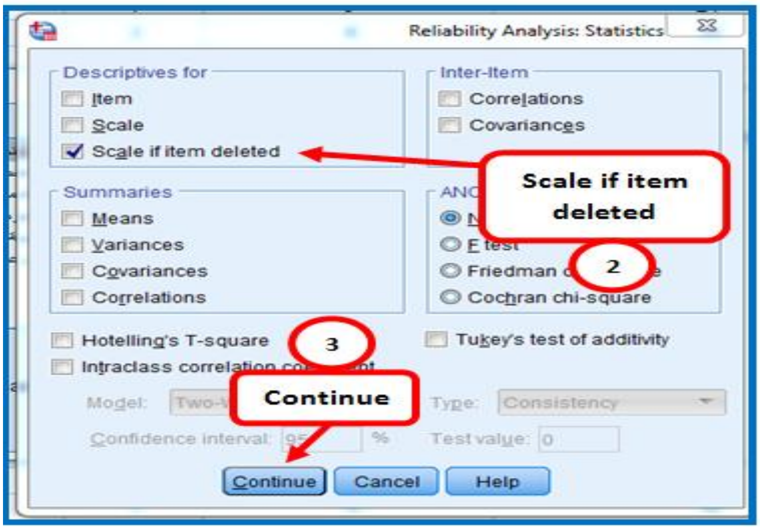
قيمة ألفا كرونباخ = 0.58

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

Item-Total Statistics

	Scale Mean if Item Deleted	Scale Variance if Item Deleted	Corrected Item-Total Correlation	Cronbach's Alpha if Item Deleted
تسود الثقة المتبادلة بين الإدارة والموظفين	6.20	5.116	.065	.603
تسود الثقة 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
أتخاطب مع زملائي في أمور العمل بمفردات (لغة) مشتركة	[illegible]	[illegible]	[illegible]	.493
أشعر أن المؤسسة تركز على الجانب الإنساني	[illegible]	[illegible]	[illegible]	.556
غالبا ما يسمح لنا بالمشاركة في اتخاذ بعض القرارات	[illegible]	[illegible]	[illegible]	.557
يتناقل الموظفون الحكايات والروايات المشتركة حول العمل	6.00	4.632	.292	.548
أعتقد أن الموظفين يتقيدون باللوائح والنظم الإدارية السائدة	5.85	4.134	.482	.493
المساواة هي الأساس الذي نتعامل به الإدارة العليا مع كل الموظفين	6.00	4.421	.398	.521
يسود دوران العمل في المؤسسة	5.85	4.029	.536	.476

قيم ألفا كرونباخ بعد إزالة الفقرة المقابلة لكل قيمة

وكلها 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 أعادة 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)***

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

1- دراسة الخصائص الديمغرافية 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 التعليمي .....إلخ.

ويتم التطرق للخصائص الديمغرافية من خلال:

- تحديد الفئات: تحديد فئات الخاصية **مثال:** 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 المدروس مثال: 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 × 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 استبانة 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 الديمغرافية للعينة

الحل:

بعد استرجاع الاستبيانات والتحقق من صلاحيتها تم إحصاء ما يلي:

– الجنس: **123** ذكور، **21** أنثى

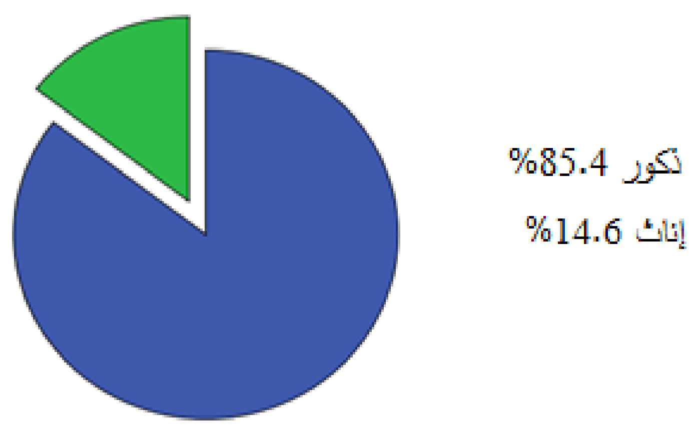
المستوى الدراسي : **10** بدون مستوى، **28** ابتدائي، **32** متوسط، **47** ثانوي، **27** جامعي.

– الخبرة المهنية : **39** أقل من 5 سنوات، **81** من 05 إلى 15 سنة، **24** أكثر من 15 سنة.

– توزيع أفراد العينة حسب الجنس:

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

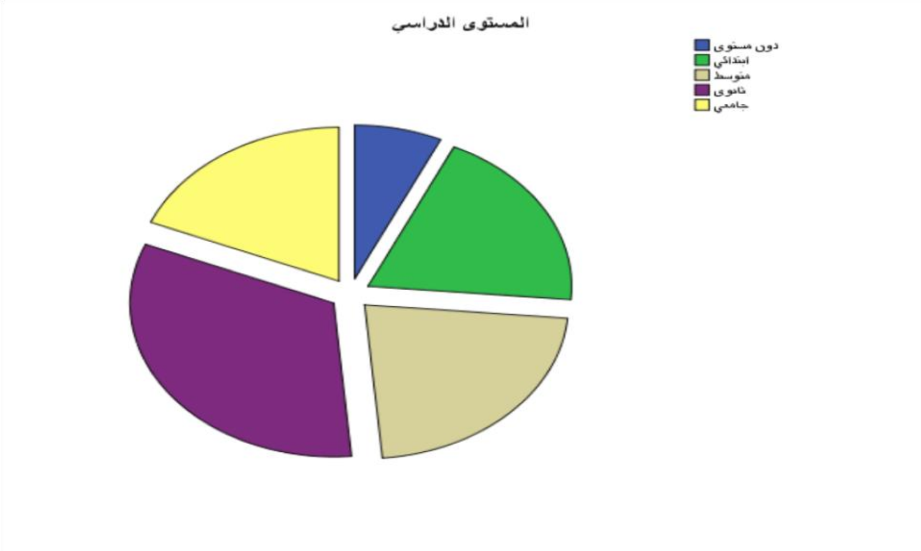
توزيع أفراد العينة حسب الجنس



- توزيع أفراد العينة حسب المستوى الدراسي:

المستوى الدراسي	التكرارات	التكرار النسبي = تكرار الفئة / المجموع الكلي للتكرارات	النسبة المئوية = التكرار النسبي × 100
دون مستوى	10	0.069	%6.9
ابتدائي	28	0.194	%19.4
متوسط	32	0.222	%22.2
ثانوي	47	0.326	%32.6
جامعي	27	0.188	%18.8
المجموع	**144**	**1**	**% 100**

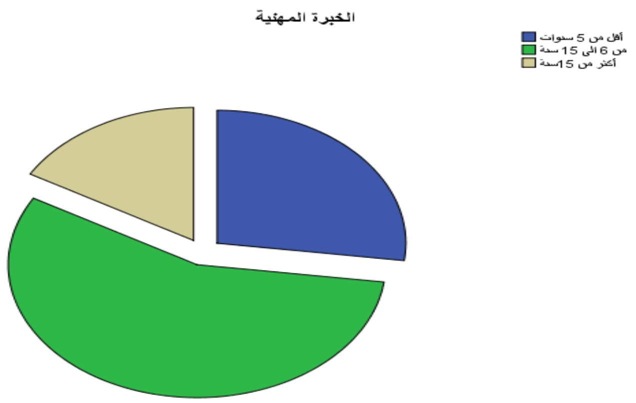
يوضح توزيع أفراد العينة حسب المستوى الدراسي



توزيع أفراد العينة حسب الخبرة المهنية

الفئات	التكرارات	التكرار النسبي = تكرار الفئة / المجموع الكلي للتكرارات	النسبة المئوية = التكرار النسبي × 100
أقل من 5 سنوات	39	0.271	%27.1
من 6 إلى 15 سنة	81	0.563	%56.3
أكثر من 15 سنة	24	0.167	%16.7
المجموع	**144**	**1**	**%100**

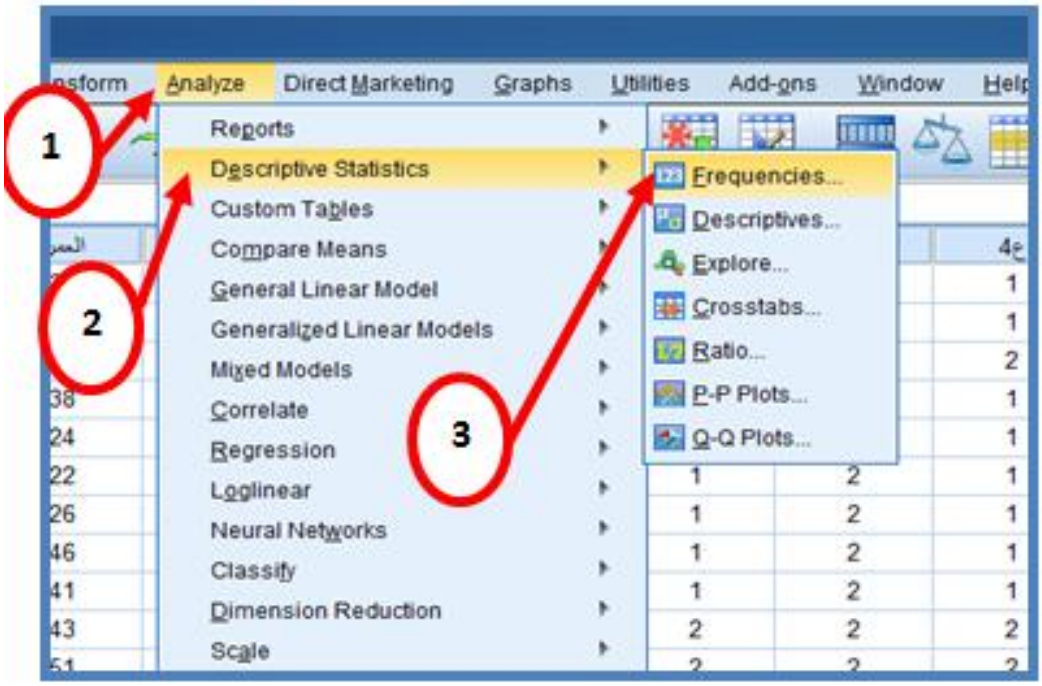
توزيع أفراد العينة حسب الخبرة المهنية



ب- حساب الخصائص الديمغرافية للعينة باستخدامSpss:

يجب إتباع الخطوات التالية:

Analyze → Descriptive statistics → Frequencies

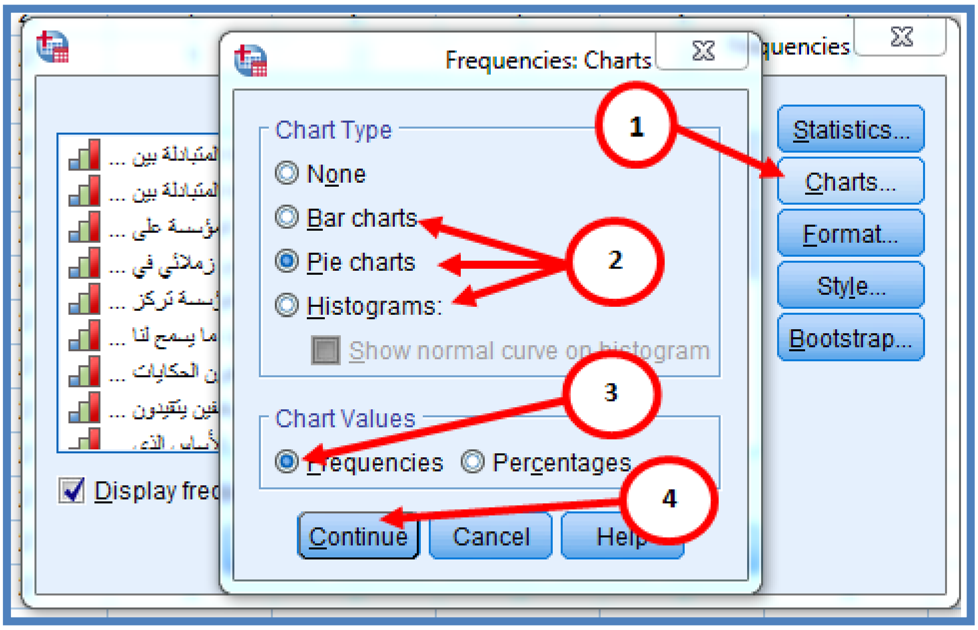


فيظهر المربع الحواري التالي نقوم فيه بتحديد الخصائص المراد دراستها وحساب تكراراتها مثل:

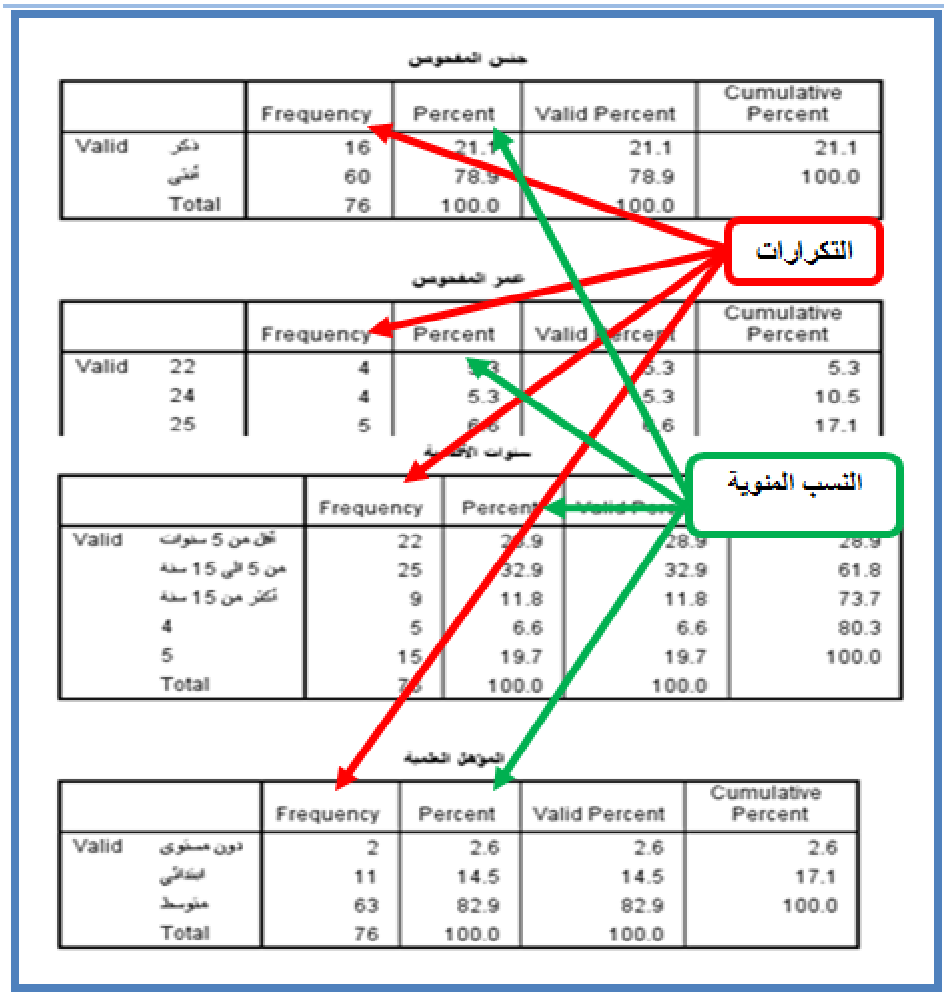
الجنس، العمر ، الأقدمية، المؤهل من خلال تحديدها ونقلها إلى خانة **Variable** بواسطة السهم.

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 **Continue** ثم **Ok**



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



جنس المفحوص

		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	

عمر المفحوص

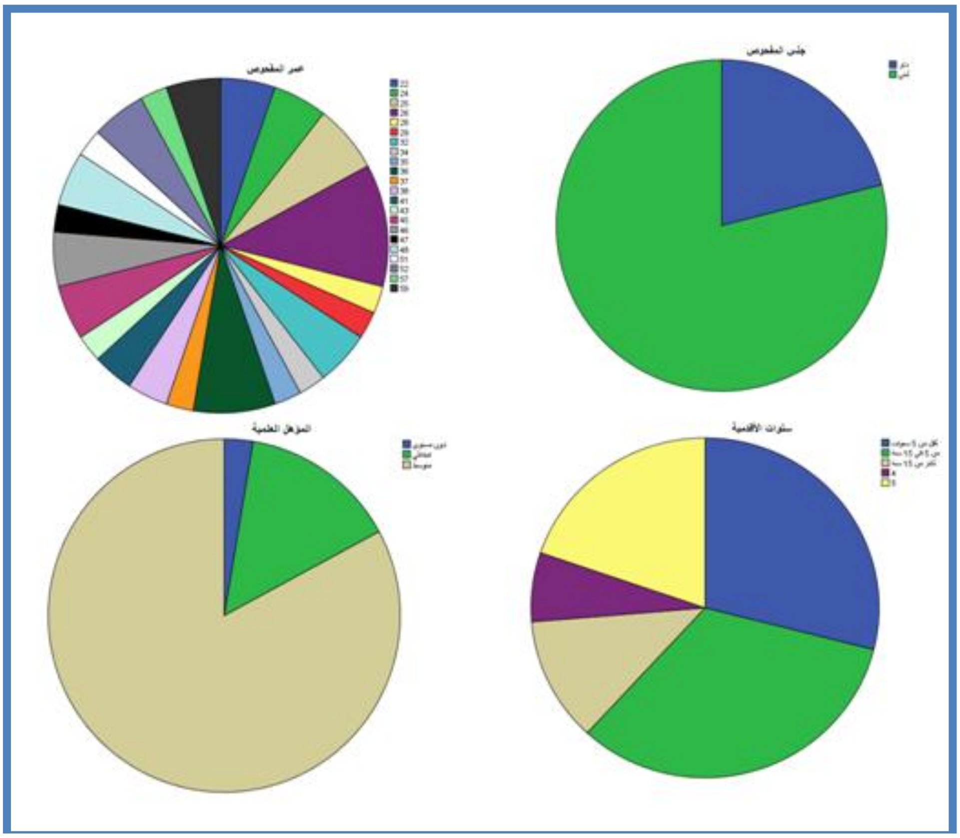
		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	22	4	5.3	5.3	5.3
	24	4	5.3	5.3	10.5
	25	5	6.6	6.6	17.1

سنوات الخبرة

		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	

المؤهل العلمي

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	دون مستوى	2	2.6	2.6	2.6
	ابتدائي	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:

يسمى 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 يدويا:

مثال تطبيقي:

لدينا استبيان مكون من 8 بنود (فقرات) و 03 بدائل للإجابة (موافق – محايد- غير موافق) هي: دائما، أحيانا، نادرا، تأخذ العلامات 3، 2، 1 على الترتيب، تم توزيعه على 10 أفراد.

المطلوب: حساب المتوسط الحسابي لهؤلاء الأفراد.

الأفراد	البنود								مجموع درجات الأفراد
	1	2	3	4	5	6	7	8	
01	3	1	1	1	1	0	1	2	10
02	2	2	1	0	1	1	1	1	9
03	0	1	0	1	1	0	3	1	7
04	1	1	1	2	1	1	1	1	9
05	0	1	1	0	0	1	0	1	4
06	1	1	1	1	0	0	2	1	7
07	0	1	2	0	1	1	0	1	6
08	2	1	1	2	1	1	1	1	10
09	0	1	1	1	0	0	3	1	7
10	1	1	2	1	1	1	3	1	11
المجموع Σ									**79**
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 مثلا، لأن وحدات القياس المتغير هو عدد السنوات، من أجل ذلك لجأ الإحصائيين 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:

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

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

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

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 ومقبول.
- ✓ **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 مقبول.

مثال توضيحي: إذا كان متوسط سعر كيس الدقيق المتعارف عليه مثلا 1000 دج

فوجدناه يباع في محل بسعر 1070 دج بزيادة قدرها 70 دج وهي تمثل نسبة 7% من المتوسط الحسابي 1000 دج، تعتبر هذه الزيادة في السعر قليلة ومقبولة.

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

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

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

أ– حساب الانحراف المعياري يدويا:

مثال تطبيقي:

لدينا استبيان مكون من 8 بنود (فقرات) و03 بدائل للإجابة (موافق – محايد– 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.

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

– أولا نطبق المعطيات لحساب التباين :

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

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

إذا تنحرف قيم الأفراد عن متوسطها الحسابي بقيمة 0.70

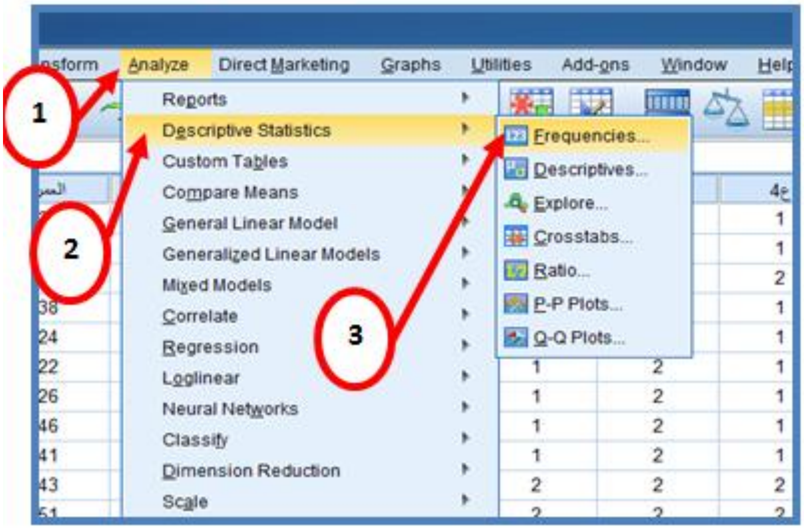
حساب نسبة الانحراف : $\text{النسبة المئوية} = \frac{0.70}{7.9} \times 100 = 8.86\ \%$

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

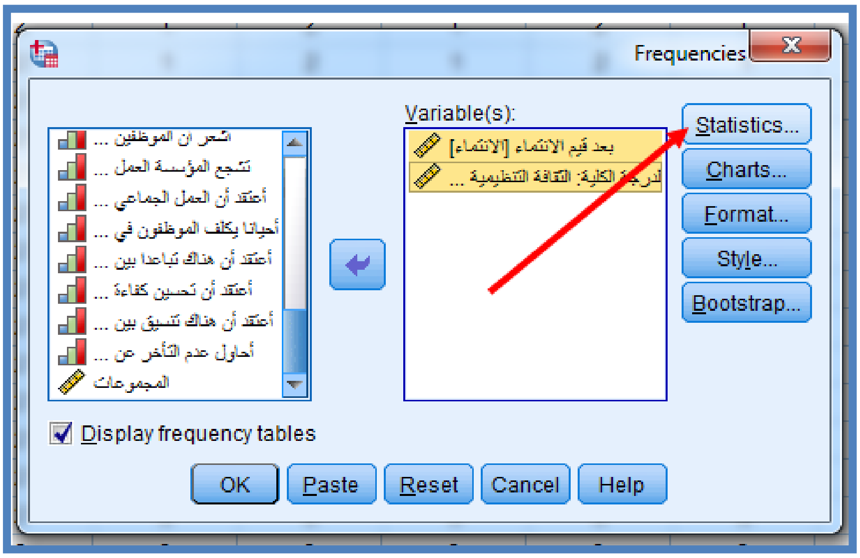
ب– حساب المتوسط الحسابي والانحراف المعياري باستخدامSpss:

يجب إتباع الخطوات التالية:

Analyze → Descriptive statistics → Frequencies

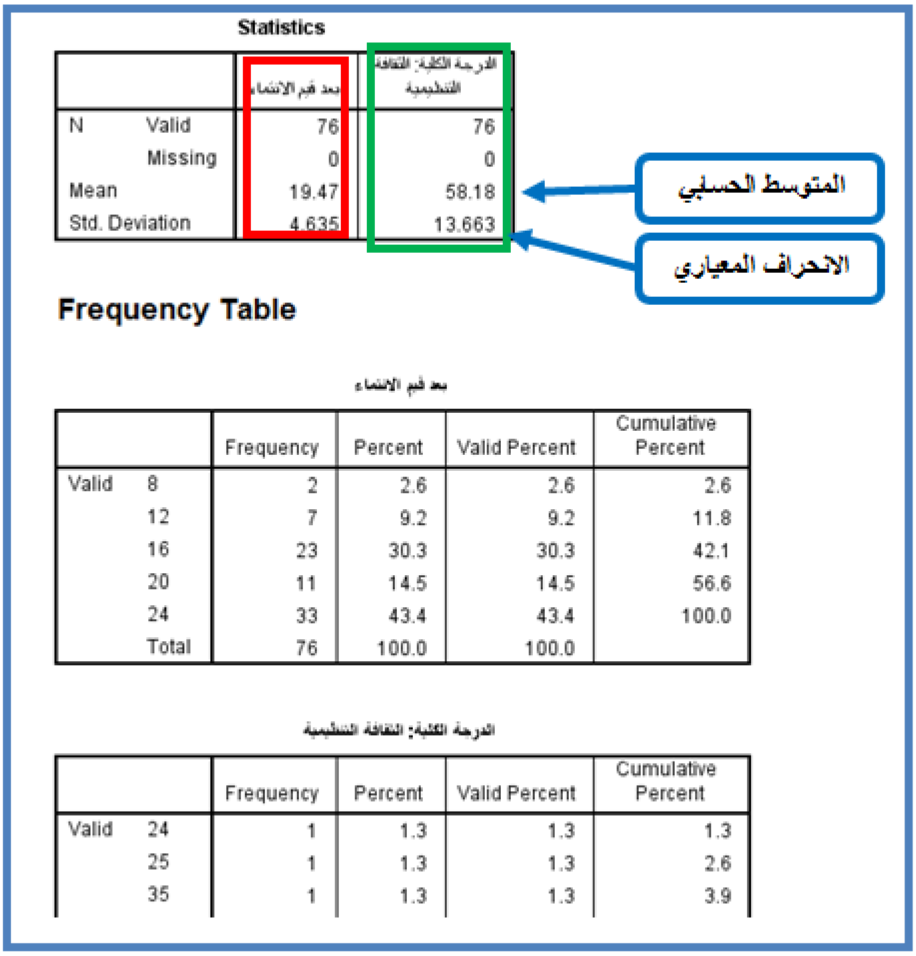


فيظهر المربع الحواري التالي نقوم فيه بتحديد المتغيرات المراد دراستها وحساب متوسطها الحسابي وانحرافها المعياري، من خلال تحديدها ونقلها إلى خانة **Variable** بواسطة السهم ونأخذ كمثال: الدرجة الكلية لمتغير الثقافة التنظيمية وبعد الانتماء



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 الثقافة التنظيمية والانتماء التنظيمي في صفحة **Output.**



Statistics

		بعد قيم الانتماء	الدرجة الكلية: الثقافة التنظيمية
N	Valid	76	76
	Missing	0	0
Mean		19.47	58.18
Std. Deviation		4.635	13.663

Frequency Table

بعد قيم الانتماء

		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: الثقافة 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 والنسب المئوية لمتغير الانتماء

الجدول الثالث: يحتوي على بيانات وصفية كالتكرارات والنسب المئوية لمتغير الثقافة التنظيمية

المرحلة السادسة: المعالجة الإحصائية لفرضيات الدراسة

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

1- خطوات المعالجة الإحصائية

تتعدد وتترتب وفق ترابط تسلسلي المراحل التي يتم من خلالها إجراء تحليل إحصائي للبيانات، ويتوجب 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 المتنوعة 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، تنبؤيه.....)
- دراسة فرقية (فروق، اختلاف، تشابه.....)
- دراسة المستوى (مستوى..........)

الخطوة 02: تحديد مستوى القياس

تحديد مستوى القياس هل هو اسمي أو رتبي أو فئوي أو نسبي ، في الدراسات الفارقية ننظر دائما إلى المتغير التابع أما في الدراسات الارتباطية فننظر للمتغيرين.

✓ **مستويات القياس**:

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

☒ **المستوى الاسمي (تصنيفي)(نوعي)**

يعبر فيه عن المتغير بصفات فهو بالتالي نوعي و يساعد 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 أنثي- أرقام الشوارع - أرقام السيارات- أرقام الولايات

⊠ **المستوى الرتبي(الترتيبي)**

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

مثال:ترتيب معدلات التلاميذ تصاعديا أو تنازليا

⊠ **المستوى الفئوي (المسافات المتساوية)(الكمي)**

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

مثال1: طالب متحصل على صفر في الإحصاء لا يعني ان هذا الطالب ليس له معلومات في وحدة الإحصاء.

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

⊠ **المستوى النسبي**

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

مثال:انعدام مادة النيكوتين في دم الرياضي أي لا يوجد حقيقة (0 حقيقي)، وانعدام الطول أو العمليات الحسابية الصفر فيها حقيقي. **(بوحفص،2011،ص17)**

الخطوة 03: تحديد نوع الإحصاء

هل الإحصاء هو إحصاء برامتري (المعلمي) أو إحصاء لابرامتري(اللامعلمي)، ويتم تحديد نوع الإحصاء من خلال مستوى القياس الذي تم تحديده، ولكل إحصاء أساليب إحصائية خاصة به، ونسعى دائما إلى استخدام الإحصاء البرامتري (المعلمي)لأنه الأدق، ونضطر إلى استخدام الإحصاء اللابرامتري (اللامعلمي)والذي يعتبر بديلا له في حالة عدم تتحقق شروط الإحصاء البرامتري(المعلمي)

- فإذا كان مستوى القياس اسمي أو رتبي فإن الإحصاء يكون لابرامتري(اللامعلمي)
- أما إذا كان مستوى القياس الفئوي أو النسبي فإن الإحصاء يكون برامتري(المعلمي)

في الإحصاء البرامتري تكون البيانات واضحة المعالم والشكل اعتدالي أي أن التوزيع الطبيعي، اللابرامتري لا يعتمد على التوزيع الطبيعي.

الخطوة 04: تحديد عدد المجموعات

كم مجموعة يتكون منها المتغير

مثال:(ذكر، أنثى) 02 مجموعتين

(أساتذة، إداريين، عمال) 03 مجموعات

الخطوة 05: تحديد طبيعة المجموعات

هل المجموعات المكونة للمتغير مترابطة أو مستقلة وهل هي ذات تقسيم حقيقي أو ذات تقسيم غير حقيقي

مثال:

- ✓ **مجموعات مترابطة:** تكون نفس العينة ونقوم بقياس قبلي ثم قياس بعدي بعد تطبيق برنامج معين، أي أنها نفس المجموعة ولكل فرد درجتين من القياس. كمجموعة الذكور ومجموعة الإناث.
- ✓ **مجموعات مستقلة:** في هذه الحالة لا علاقة للمجموعتين ببعضهما البعض، وكل منهما مستقلة عن الأخرى، أي أنه لا توجد إلا درجة واحدة من القياس لكل فرد في المجموعة. كمجموعة الذكور ومجموعة الإناث
- ✓ **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 البرامتري

الإحصاء البرامتري هو الإحصاء الأكثر دقة، لذا نسعى دائما لاستخدامه في المعالجة الإحصائية للفرضيات، ولكي نستخدمه يجب أن تتحقق مجموعة من الشروط وإن اختل أحد هذه الشروط فلا يمكن تطبيقه ونستخدم الإحصاء البديل وهو الإحصاء اللابرامتري

- **شروط الإحصاء البرامتري:**

التي إن لم تتحقق ترجع إلى الإحصاء اللابرامتري

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

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

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

ث- تجانس أفراد العينة:التماثل في الخصائص والسمات.

- ✓ ***بعد التأكد 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 شابيرو ويلك– اختبار الالتواء والتفلطح......سنستخدم أشهرهم وهو اختبار **كولموجروف سميرنوف** ويتم استخدامه في حالة عينة واحدة كما يلي:

التكرار الملاحظ المتجمع الصاعد النسبي – التكرار المتوقع المتجمع الصاعد النسبي

ثم نقوم باختيار القيمة المطلقة الأكبر لهذا الفرق ومقارنها بالقيمة الحرجة لجدول الدلالة الإحصائية لكولموجروف سميرنوف، فإذا كانت المحسوبة أقل تماما من القيمة الجدولية فإننا نقبل الفرض الصفري ونرفض البديل ونستنتج أن بيانات العينة تتبع التوزيع الطبيعي ويمكن استخدام الإحصاء البرامتري. والعكس صحيح .فإذا كانت المحسوبة أكبر تماما من القيمة الجدولية فإننا نرفض الفرض الصفري ونقبل البديل ونستنتج أن بيانات العينة لا تتبع التوزيع الطبيعي ولا يمكن استخدام الإحصاء البرامتري ونستخدم الإحصاء البديل وهو الإحصاء اللابرامتري.

أ– التأكد بأن البيانات تتبع التوزيع الطبيعي يدويا:

مثال تطبيقي:

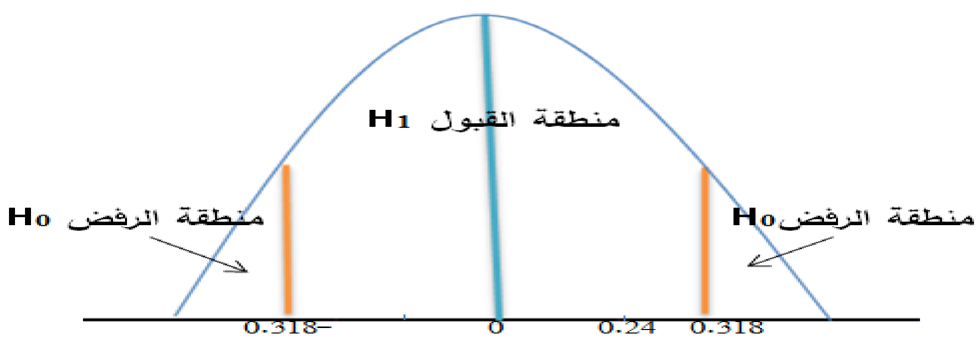
لدينا البيانات التالية ونريد التأكد هل تتبع التوزيع الطبيعي أو لا عند مستوى الدلالة 0.05 بتطبيق اختبار لكولموجروف سميرنوف ونستخدم التكرارات.

القيمة	التكرار الملاحظ	التكرار الملاحظ المتجمع الصاعد	التكرار الملاحظ المتجمع الصاعد النسبي	التكرار المتوقع	التكرار المتوقع المتجمع الصاعد	التكرار المتوقع المتجمع الصاعد النسبي	الفرق بينهما
6	5 (تضعها نفسها كنقطة بداية)	5	0.29 (17÷5)	3.4 (مجموع التكرارات ÷ عددها) 17÷5	3.4 (نفس طريقة التكرار الملاحظ المتجمع الصاعد)	0.2 (نفس طريقة التكرار الملاحظ المتجمع الصاعد النسبي)	0.09 (0.2-0.29)
3	6 (6+5)	11	0.64 (17÷11)	3.4	6.8	0.4	0.24
5	1 (1+11)	12	0.70 (17÷12)	3.4	10.2	0.6	0.1
2	3 (3+12)	15	0.88 (17÷15)	3.4	13.6	0.8	0.08
7	2 (2+15)	17	1 (17÷17)	3.4	17	1	00
المجموع	17						

نأخذ أكبر قيمة مطلقة (أي نتخلص من الإشارة السالبة) من الفرق بين التكرار الملاحظ المتجمع الصاعد والتكرار المتوقع المتجمع الصاعد النسبي وهي **0.24** (القيمة المحسوبة)

نستخرج القيمة الحرجة (الجدولية) لاختبار كولموجروف سيمرنوف عند مستوى الدلالة 0.05 وحجم العينة 17 (التكرارات). نجدها تساوي **0.318**. نلاحظ القيمة المحسوبة أقل تماما من القيمة الجدولية (0.24 > 0.318)، فإننا نقبل الفرض الصفري ونرفض البديل ونستنتج أن بيانات العينة تتبع التوزيع الطبيعي، وبالتالي يمكننا استخدام الإحصاء البرامتري.

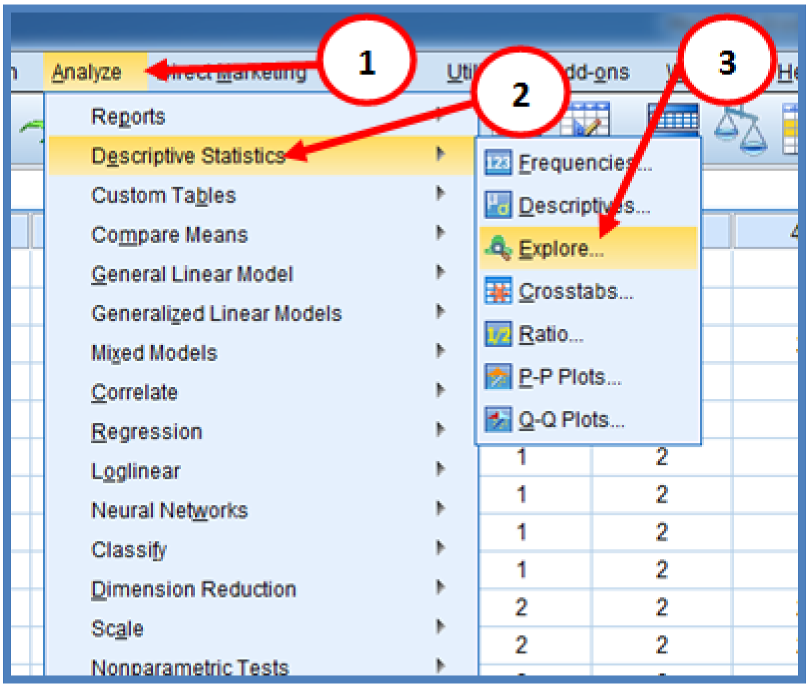
ويمكن تمثيلها بيانيا بهذا الشكل



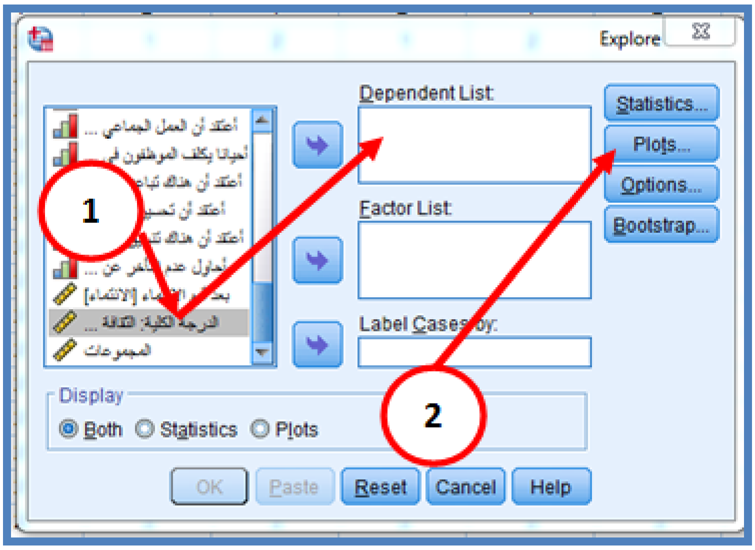
ب- التأكد بأن البيانات تتبع التوزيع الطبيعي باستخدام Spss:

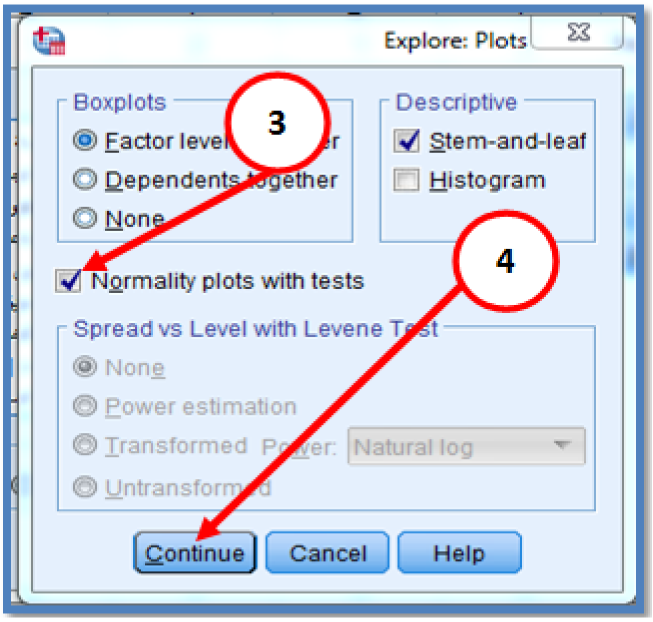
للتأكد من التوزيع الطبيعي باستخدام اختبار **كولموجروف – سميرنوف**. يجب أن نتبع الخطوات التالية

Analyze → Descriptive statistics → Explore



فيظهر المربع الحواري التالي نقوم فيه بتحديد المتغير المراد دراسته والتأكد من التوزيع الطبيعي لبياناته وليكن 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**





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

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	55.06	
		Upper Bound	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 كالمتوسط الحسابي وغيرها

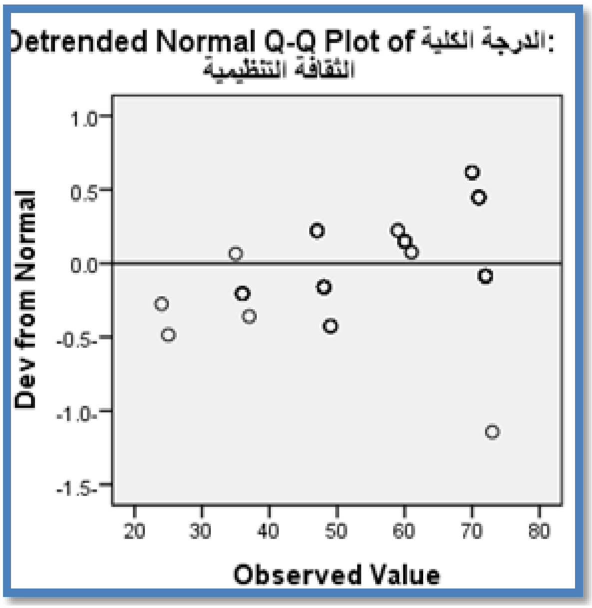
الجدول الثالث: وهو المهم والذي يعطي اختبار **كولموجروف – سميرنوف** وقيمته هنا 0.241 وبدرجة حرية 76 ومستوى دلالة الإحصائية مقدرة بـ 0.00

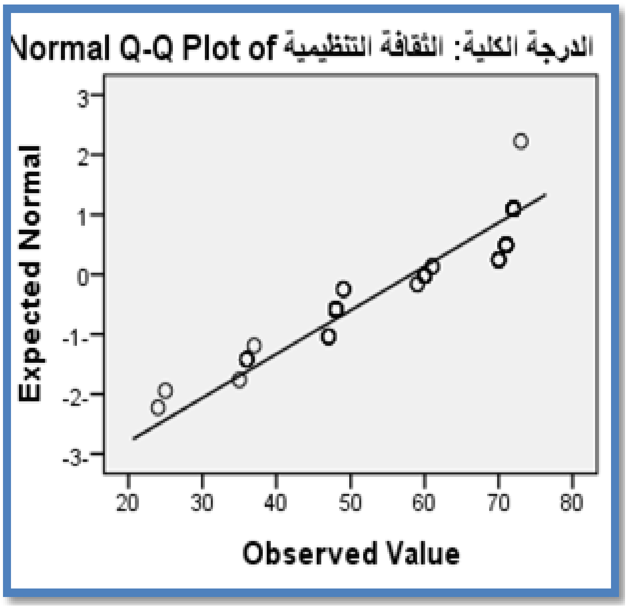
– ونلاحظ أن مستوى الدلالة هنا 0.00 أقل من 0.05 وفي هذه الحالة نرفض الفرض الصفري ونقبل البديل التي تقول بأن البيانات لا تتبع التوزيع الطبيعي.

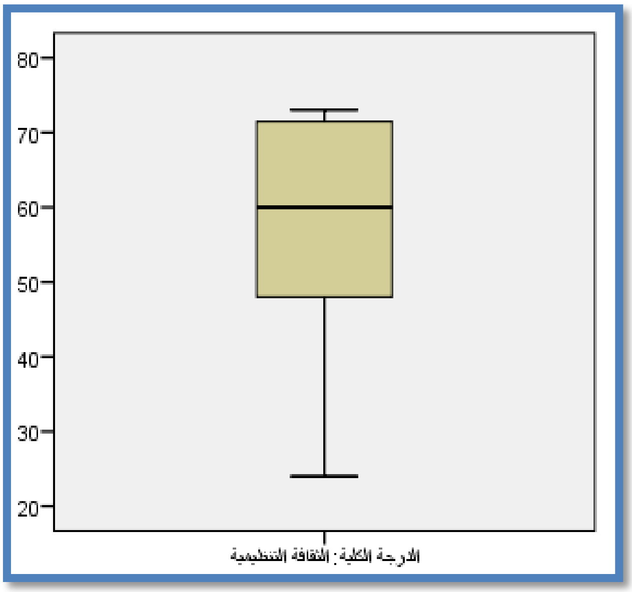
– ونلاحظ أيضا أن البرنامج أعطى لنا قيمة **Shapiro–Wilk** (الذي نستخدمه إذا كانت العينة أقل من 30)

– ونلاحظ أيضا أن البرنامج أعطى لنا مجموعة من الرسوم البيانية أهمها :

التوزيع الطبيعي للبواقي والذي تكون فيه النقاط بمحاذاة الخط في حالة التوزيع الطبيعي. والعكس صحيح كما في حالتنا.







بعد التأكد بأن البيانات تتبع التوزيع الطبيعي يمكن معالجة الفرضيات إحصائيا باستخدام الإحصاء البرامتري (المعلمي)

3- معالجة الفرضيات:

3-1-كيفية المعالجة الإحصائية للفرضيات العلائقية واختيار الأسلوب الإحصائي المناسب

الحالة الأولى:

علاقة ارتباطية + متغير مستقل كمي + متغير تابع كمي

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

في هذه الحالة نستخدم معامل الارتباط بيرسون

1- معامل الارتباط بيرسون (r):

كثيرا ما يحتاج الطلبة والباحثون والإحصائيين في الحياة الدراسية العملية لدراسة العلاقة الارتباطية 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. اذا هناك نوعين من الارتباط البسيط والمتعدد.

2- الارتباط بيرسون البسيط:

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

توجد **علاقة ارتباطية** بين **الذكاء** و**قوة الانتباه** لدى طلبة كلية العلوم

علاقة + كمي 1 + كمي 2 = ***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 تنحصر 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 وغرايبية،2010،ص،128**)

لتفسير النتيجةr: لتفسير قيمة r المتحصل عليها نعتمد على هذا التدريج

يرمز لهذا المعامل بحرف (r) وهو أحد المؤشرات الإحصائية البرامتري لدراسة قوة واتجاه العلاقة بين متغيرين كميين (Y.X) أحدهما مستقل والآخر تابع.

وأسهل طريقة والأكثر استخداما هي طريقة الدرجات الخام وهي كالتالي:

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

حيث أن:

X : درجات المتغير المستقل

Y : درجات المتغير التابع

ΣX^2 : مجموع مربعات درجات المتغير المستقل

ΣY^2 : مجموع مربعات درجات المتغير التابع

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

$(\Sigma Y)^2$: 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 متكونة 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 يمثلX قيم متغير الذكاء و Y

قيم متغير قوة الانتباه

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

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

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

$$\mathrm{r} = \frac{10\times82-30\times26}{\sqrt{[10\times96-(30)^2]\times[10\times72-(26)^2]}}$$

$$r = 0.78$$

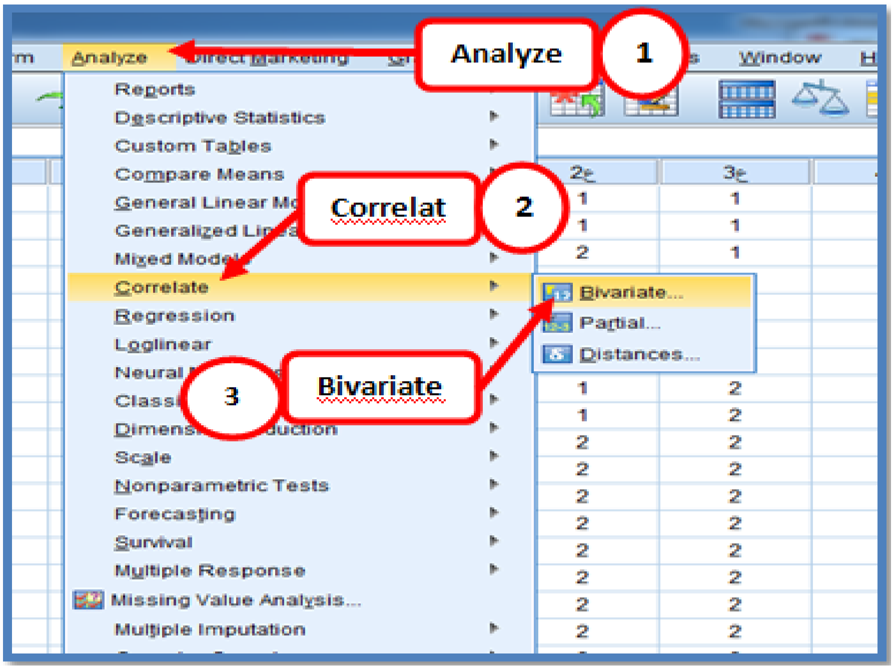
تفسير النتيجة: من خلال قيمة r نستنتج أنه يوجد ارتباط طردي قوي (بناءا على التدريج السابق)

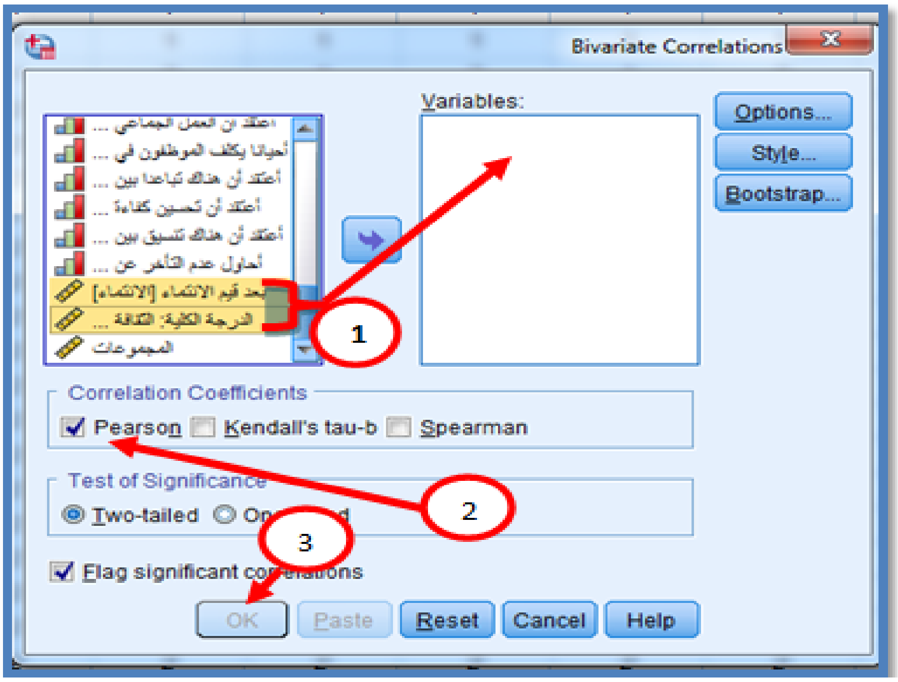
5- حساب معامل بيرسون البسيط باستخدامSpss:

لحساب معامل الارتباط بيرسون نتبع الخطوات التالية:

Analyze ⟶ Correlate ⟶Bivarite

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





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

Correlations

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

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

فتظهر مجموعة من القيم أهمها:

Sig = 0.00 الدلالة الإحصائية لمعامل الارتباط وهي أقل من 0.05 إذا هذا الارتباط دال إحصائيا

R = 0.99 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 Sig ≤ 0.05 فهذا يدل على أن الارتباط دال إحصائيا

إذا كانت Sig > 0.05 فهذا يدل على أن الارتباط غير دال إحصائيا

الحالة الثانية:

علاقة ارتباطية + متغير مستقل 1 كمي+متغير مستقل2 كمي + متغير تابع كمي

(علاقة ارتباطية بين أكثر من متغيرين كميين وجميع شروط الإحصاء البرامتري 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 وقوة الانتباه 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 البرامتري).

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

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

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

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

مثال تطبيقي:

لدراسة العلاقة الارتباطية بين الذكاء (x_1) وقوة الانتباه (x_2) والتحصيل الدراسي (x_3) قمنا بتوزيع وتصحيح الاستبيانات على عينة متكونة من 10 أفراد فكانت النتائج كالتالي:

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

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

- أولا نقوم بحساب معامل الارتباط البسيط بين x_1الذكاء و x_2قوة الانتباه بنفس الطريقة السابقة

الأفراد	x_1 الذكاء	x_2 قوة الانتباه	x_1x_2	$x_1{}^2$	$x_2{}^2$
01	3	2	6	9	4
02	3	3	9	9	9
03	2	2	4	4	4
04	4	3	12	16	9
05	2	2	4	4	4
06	3	3	9	9	9
07	3	2	6	9	4
08	4	3	12	16	9
09	2	2	4	4	4
10	4	4	16	16	16

72	**96**	**82**	**26**	**30**	**Σ**

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

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

$$\boldsymbol{r_{1.2} = 0.77}$$

- ثانيا نقوم بحساب معامل الارتباط البسيط بين الذكاءx_1 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**

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

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

$$\boldsymbol{r_{1.3} = 0.40}$$

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

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

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

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

$$\boldsymbol{r_{2.3} = 0.47}$$

إذا لدينا :

$$\boldsymbol{r_{1.2} = 0.77} \qquad \boldsymbol{r_{1.3} = 0.40} \qquad \boldsymbol{r_{2.3} = 0.47}$$

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

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

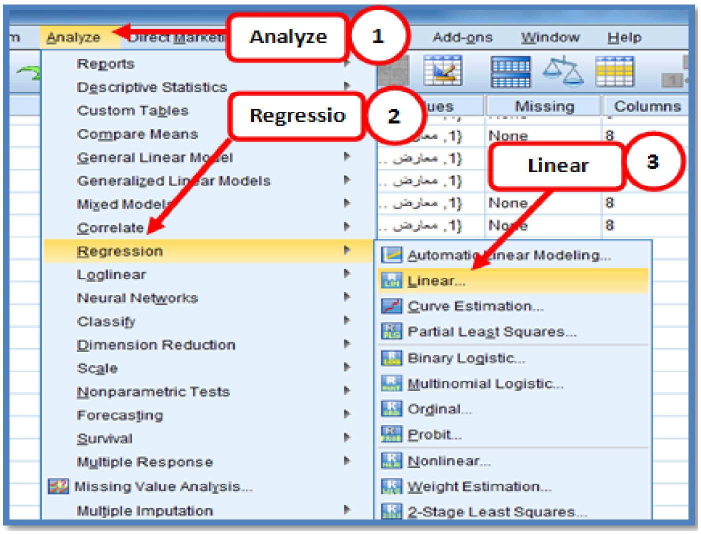
$$\boldsymbol{r_{1.2.3} = 0.60}$$

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

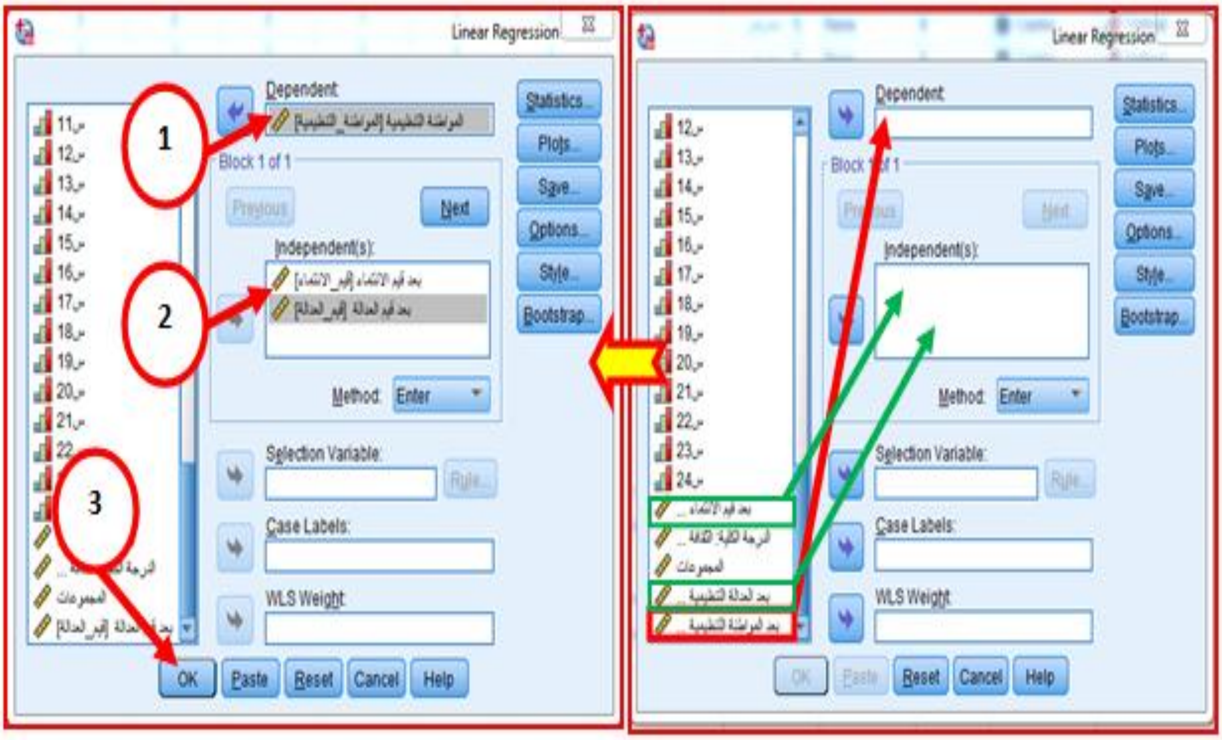
3- حساب معامل بيرسون المتعدد باستخدامSpss:

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 الانتما ء ، قيم العدالة) إلى خانة **Independent** ونقوم بنقل المتغير التابع إلى خانة **Dependent** ثم **Ok**.



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

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 جدا وشبه معدومة بين قيم الانتماء وقيم العدالة ومتغير المواطنة التنظيمية.وان 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 البرامتري 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

كمي1 + 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 البرامتري)

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 البرامتري.

وهو معامل يقيس درجة التنبؤ بالمتغير التابع بناءا على درجات المتغير المستقل، وندرس الانحدار لرغبة 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 التنبؤ بقيمة المتغير التابع بناءا 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 معدومة 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 التنبؤ 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 قيمةy 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 المعادلة التالية: $b = \frac{\sum xy - n\bar{x}\bar{y}}{\sum x^2 - n(\bar{x})^2}$

2– حساب معامل الانحدار البسيط يدويا:

مثال تطبيقي:

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

المطلوب: حساب معامل الانحدار 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

الأفراد	X	Y	X y	X²

		الذكاء	قوة الانتباه		
01	3	2	6	9
02	3	3	9	9
03	2	2	4	4
04	4	3	12	16
05	2	2	4	4
06	3	3	9	9
07	3	2	6	9
08	4	3	12	16
09	2	2	4	4
10	4	4	16	16
Σ	**30**	**26**	**82**	**96**
المتوسط الحسابي	**$3=10\div30=\bar{x}$**	**$2.6=10\div26=\bar{y}$**		

نقوم بحساب معامل الانحدار من خلال المعادلة التالية: **y=a + bx**

أولا نقوم بحساب قيمة b بالمعادلة التالية وبتعويض المعطيات الموجودة في الجدول:

$$b=\frac{\sum xy-n\bar{x}\bar{y}}{\sum x^2-n(\bar{x})^2}=\frac{82-10\times3\times2.6}{96-10\times3^2}=\frac{4}{6}=0.66$$

ثانيا نقوم بحساب قيمة a بالمعادلة التالية وبتعويض المعطيات الموجودة في الجدول:

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

$$=2.6-0.66\times3=0.62$$

إذا معادلة الانحدار تكون كالتالي: : **y=0.62 + 0.66 x**

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 تابع (المواطنة التنظيمية) نتبع الخطوات التالية:

أولا : ننشأ لوحة الانتشار عن طريق

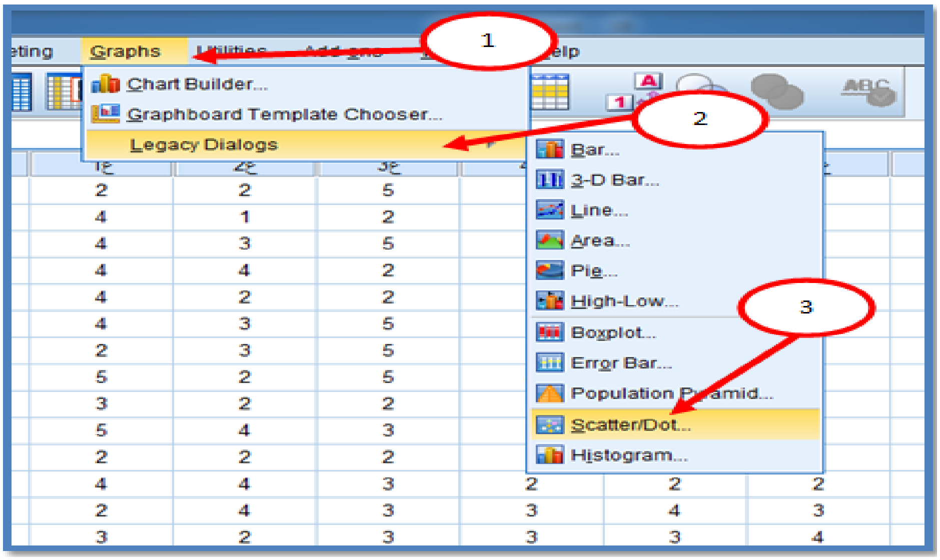
Graphs → Legacy Dialog →Scatter/Dot → Simple Scatter

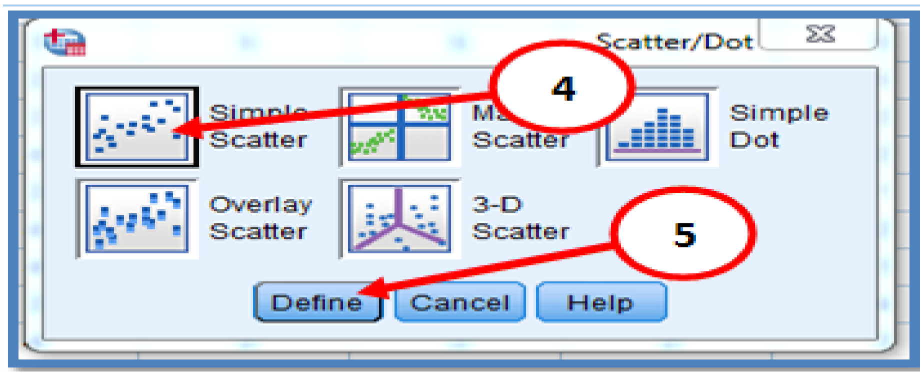
نضع المتغير المستقل في X

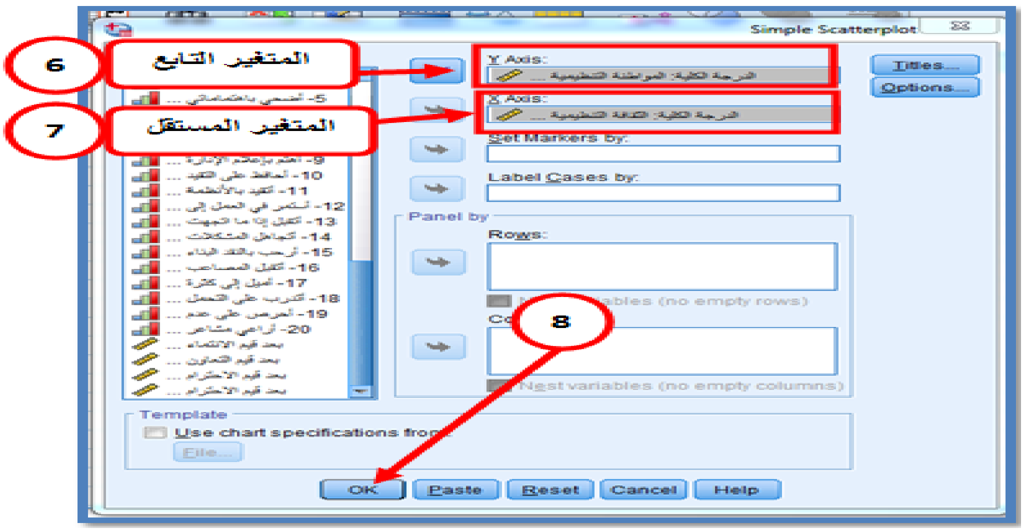
ونضع المتغير التابع في Y ثم نضغط Ok

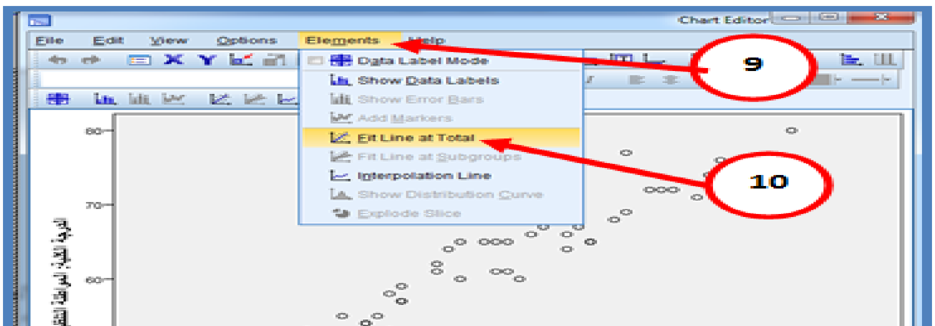
تظهر لنا لوحة الانتشار ثم ننقر نقر مزدوج ثم نضغط **Elements** ثم **Fit Line at total** ثم

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



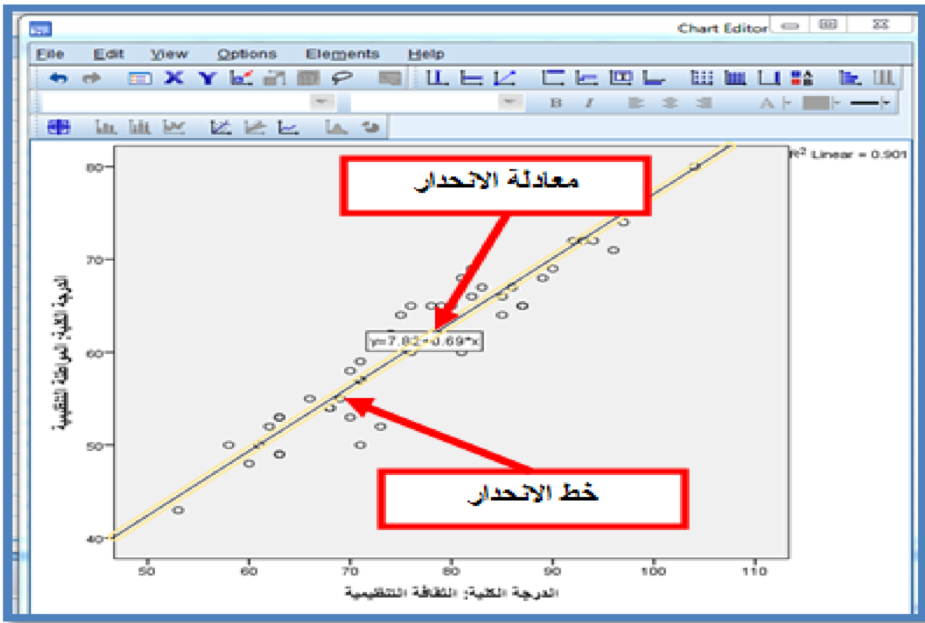


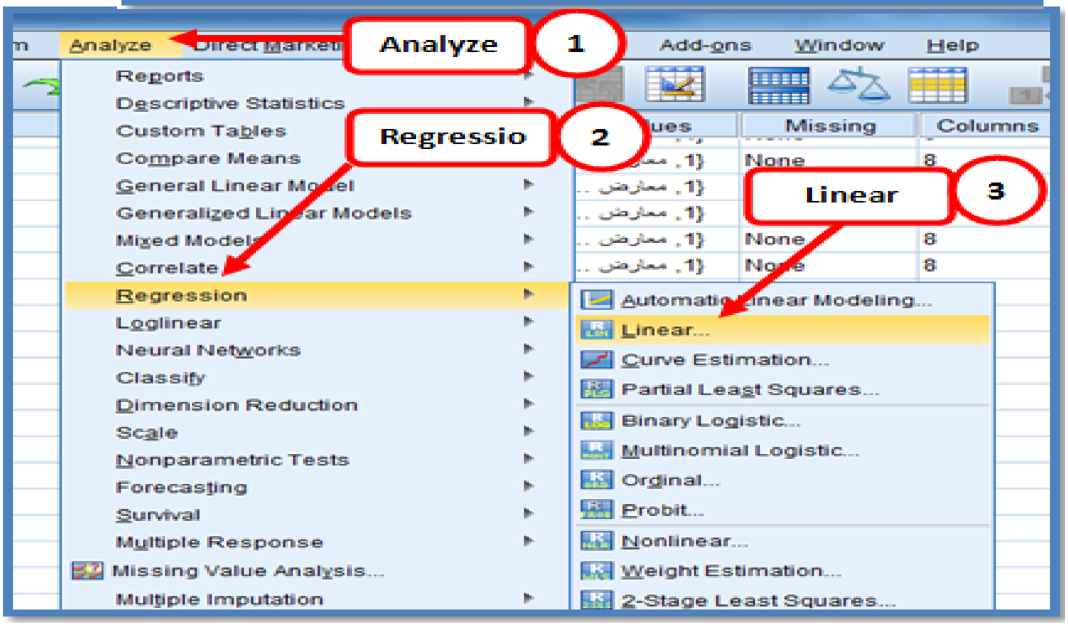




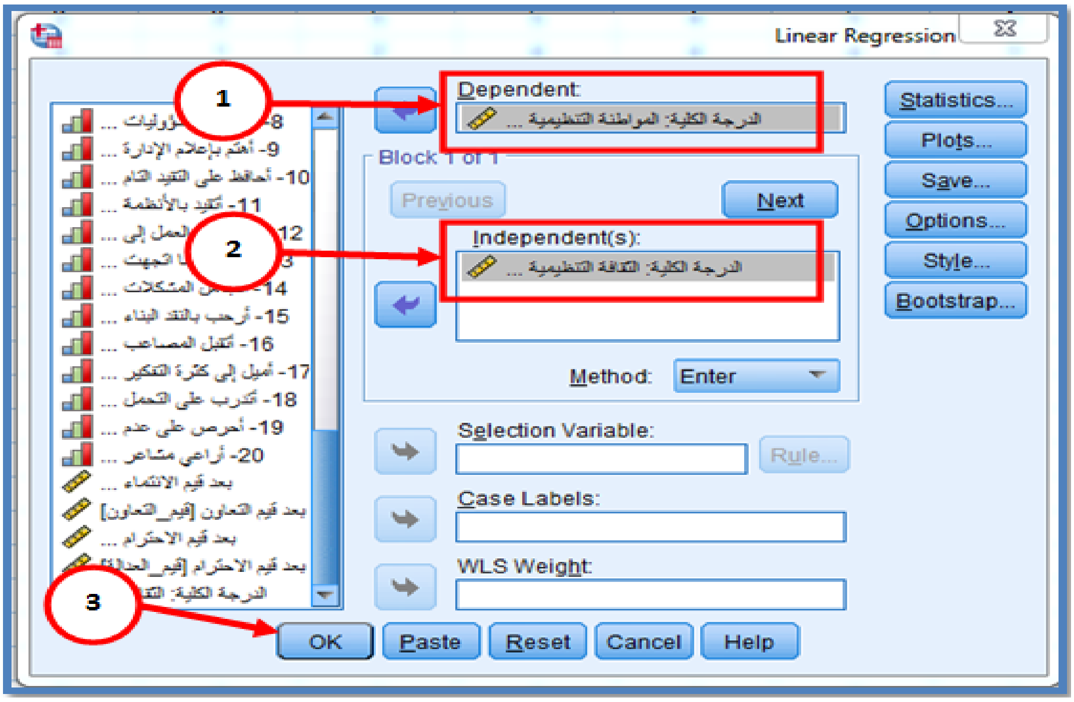
ثانيا: للتحل

Analyze →



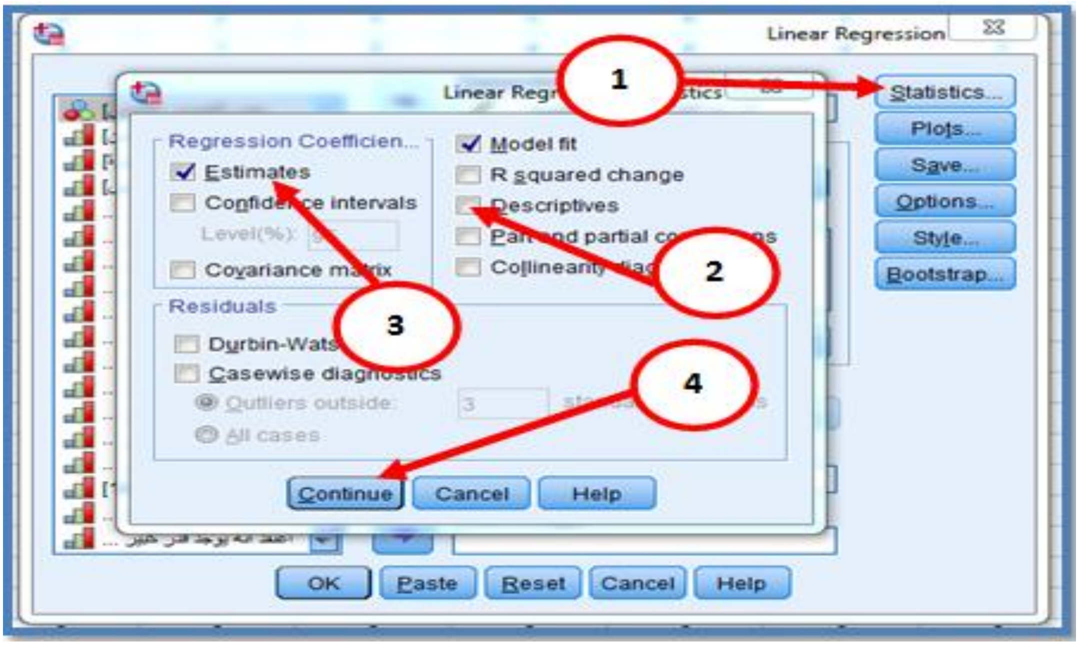


فيظهر مربع حواري نقوم فيه بنقل المتغير المستقل (الثقافة التنظيمية) إلى خانة **Independent** ونقوم بنقل المتغير التابع (المواطنة التنظيمية) إلى خانة **Dependent** ثم **Ok**.



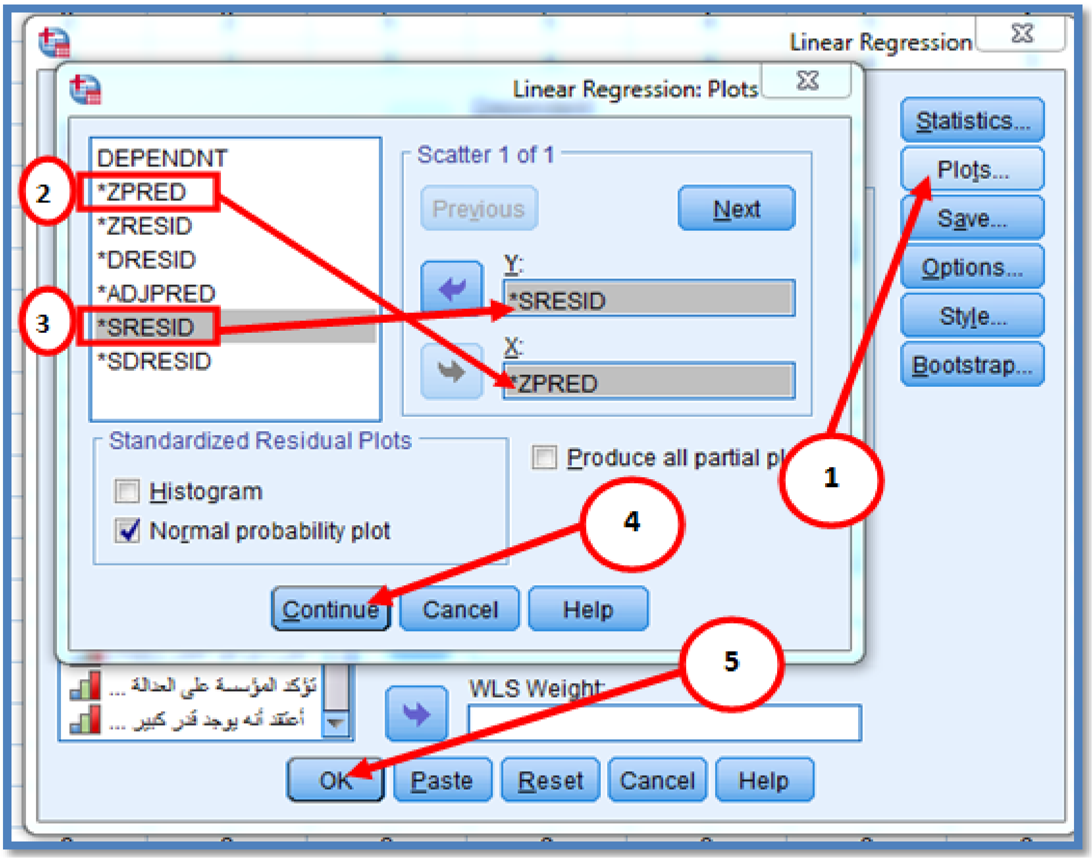
ثم نضغط على **Statistics** لنختار بعض الإحصاءات الوصفية التي نحتاجها فنختار **Descriptives**

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



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

ثم نختار أهم شيء **Normal probability plot** ثم **Continue** ثم **Ok**



فتظهر لنا عدة جداول في صفحة **Output**

الجدول الأول: يوضح المتوسط الحسابي والانحراف المعياري

Descriptive Statistics

	Mean	Std. Deviation	N
الدرجة الكلية: المواطنة 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: المواطنة التنظيمية	الدرجة الكلية: الثقافة التنظيمية
Pearson Correlation	الدرجة الكلية: المواطنة التنظيمية	1.000	.949
	الدرجة الكلية: الثقافة التنظيمية	.949	1.000
Sig. (1-tailed)	الدرجة الكلية: المواطنة التنظيمية	.	.000
	الدرجة الكلية: الثقافة التنظيمية	.000	.
N	الدرجة الكلية: المواطنة التنظيمية	50	50
	الدرجة الكلية: الثقافة التنظيمية	50	50

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

R: معامل الارتباط

R Square: مربع معامل الارتباط لمعرفة نسبة تباين المتغير التابع للتنبؤ 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), الدرجة الكلية: الثقافة التنظيمية

b. Dependent Variable: الدرجة الكلية: المواطنة التنظيمية

الجدول الرابع: جدول **Anova**

في هذا الجدول نلاحظ مباشرة قيمة Sig إذا كانت Sig < 0.05 نرفض الفرض الصفري ونقبل البديل أما إذا كانت قيمة Sig > 0.05 فإننا نقبل الفرض الصفري ونرفض البديل ، وفي مثالنا هذا نلاحظ أن 0.00= Sig 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	.000[b]
	Residual	362.176	48	7.545		
	Total	3645.520	49			

a. Dependent Variable: الدرجة الكلية: المواطنة التنظيمية

b. Predictors: (Constant), الدرجة الكلية: الثقافة التنظيمية

الجدول الخامس: جدول Coefficients

يحتوي هذا الجدول على معامل خط الانحدار $y = a + bx$

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

$$\boldsymbol{y = 7.82 + 0.69x}$$

Coefficients[a]

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

a. Dependent Variable: الدرجة الكلية: المواطنة التنظيمية

الحالة الرابعة:

علاقة تأثير + متغير كمي + متغير كمي + متغير كمي

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

في هذه الحالة نستخدم معامل الانحدار المتعدد

1- معامل الانحدار المتعدد:

مثال عن فرضية الانحدار المتعدد

يؤثر **الذكاء** و**قوة الانتباه** على **التحصيل الدراسي** لدى طلبة كلية العلوم

أثر + كمي1 + كمي2 + كمي 3 = معامل الانحدار المتعدد

الأسلوب الإحصائي المناسب لمعالجة هذه الفرضية هو معامل الانحدار المتعدد، لأنه يقيس **تأثير** بين أكثر من متغيرين (مع وجوب تحقق شروط الإحصاء البارامتري)

الانحدار المتعدد: وهذا يناسب الحالات التي يرتبط فيها أكثر من متغيرين، وهنا يتم التنبؤ بأحد المتغيرات من خلال المتغيرات الأخرى. (أبو زينة وآخرون، 2007، ص180)

ويحسب من خلال المعادلة التالية: $y = a + b_1x_1 + b_2x_2$

حيث:

$$b_1 = \frac{r_{yx_1} - |r_{yx_2} \times r_{x1x_2}|}{|1 - (r_{x1x_2})^2|} \times \frac{s_y}{s_{x_1}}$$

$$b_2 = \frac{r_{yx_2} - |r_{yx_1} \times r_{x1x_2}|}{|1 - (r_{x1x_2})^2|} \times \frac{s_y}{s_{x_2}}$$

$$a = \bar{y} - (\bar{x_1} \times b_1) - (\bar{x_2} \times b_2)$$

b_1: تمثل ميل الانحدار على المتغير المستقل الأول

b_2: تمثل ميل الانحدار على المتغير المستقل الثاني

$\overline{x_1}$: تمثل المتوسط الحسابي للمتغير الأول

$\overline{x_2}$: 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_{x1x_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 ن أي أنهما مترافقان في التغير 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 مثلا فإن زيادة قيمة أحد المتغيرين يصاحبه زيادة في المتغير الآخر والعكس صحيح. في حين أن الانحدار هو دراسة التنبؤ بقيمة متغير بناءا على قيمة وأثر متغير آخر، أي يجب التمييز بين المستقل والتابع.

ملاحظة: ليس إلزاما 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 تابع أو أكثر ويستخدم في المنهج الوصفي.

2- حساب معامل الانحدار المتعدد يدويا:

مثال تطبيقي:

لدراسة أثر الذكاء وقوة الانتباه على التحصيل الدراسي قمنا بتوزيع وتصحيح الاستبيانات على عينة متكونة من 10 أفراد فكانت النتائج كالتالي:

المطلوب: حساب معامل الانحدار 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

x_1x_2	x_2y	x_1y	Y^2	${x_2}^2$	${x_1}^2$	Y التحصيل الدراسي	قوة الانتباه	الذكاء	الأفراد
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**
						$5.3=10\div53=\overline{y}$	**$2.6=10\div26=\overline{x2}$**	**$3=10\div30=\overline{x1}$**	**المتوسط الحسابي**

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

حيث :

$$\boldsymbol{b_1} = \frac{\boldsymbol{r_{yx_1}} - \left|\boldsymbol{r_{yx_2}} \times \boldsymbol{r_{x1x_2}}\right|}{\left|\boldsymbol{1} - \left(\boldsymbol{r_{x1x_2}}\right)^2\right|} \times \frac{\boldsymbol{s_y}}{\boldsymbol{s_{x_1}}}$$

$$\boldsymbol{b_2} = \frac{\boldsymbol{r_{yx_2}} - \left|\boldsymbol{r_{yx_1}} \times \boldsymbol{r_{x1x_2}}\right|}{\left|\boldsymbol{1} - \left(\boldsymbol{r_{x1x_2}}\right)^2\right|} \times \frac{\boldsymbol{s_y}}{\boldsymbol{s_{x_2}}}$$

$$\boldsymbol{a} = \overline{\boldsymbol{y}} - (\overline{\boldsymbol{x_1}} \times \boldsymbol{b_1}) - (\overline{\boldsymbol{x_2}} \times \boldsymbol{b_2})$$

أولا: نقوم بحساب معاملات الارتباط البسيط بين المتغيرات (أنظر المثال السابق لحساب الارتباط بيرسون البسيط) فوجدنا النتائج التالية:

$$r_{x1x_2} = \frac{n\Sigma x_1 x_2 - (\Sigma x_1)(\Sigma x_2)}{\sqrt{[n\Sigma {x_1}^2 - (\Sigma x_1)^2] \times [n\Sigma {x_2}^2 - (\Sigma x_2)^2]}}$$

$$r_{x1x_2} = \frac{10 \times 82 - (30)(26)}{\sqrt{[10 \times 96 - (30)^2] \times [10 \times 72 - (26)^2]}} = 0.77$$

$$r_{yx_1} = \frac{n\Sigma y x_1 - (\Sigma y)(\Sigma x_1)}{\sqrt{[n\Sigma y^2 - (\Sigma y)^2] \times [n\Sigma {x_1}^2 - (\Sigma x_1)^2]}}$$

$$r_{yx_1} = \frac{10 \times 160 - (53)(30)}{\sqrt{[10 \times 293 - (53)^2] \times [10 \times 96 - (30)^2]}} = 0.41$$

$$r_{yx_2} = \frac{n\Sigma y x_2 - (\Sigma y)(\Sigma x_2)}{\sqrt{[n\Sigma y^2 - (\Sigma y)^2] \times [n\Sigma {x_2}^2 - (\Sigma x_2)^2]}}$$

$$r_{yx_1} = \frac{10 \times 137 - (53)(26)}{\sqrt{[10 \times 293 - (53)^2] \times [10 \times 72 - (26)^2]}} = 0.36$$

$$r_{x1x_2} = \mathbf{0.77}$$
$$r_{yx_1} = \mathbf{0.41}$$
$$r_{yx_2} = \mathbf{0.36}$$

ثانيا: نقوم بحساب الانحرافات المعيارية للمتغيرات السابقة (أنظر المثال السابق لحساب الانحراف المعيار) فوجدنا النتائج التالية :

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

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

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

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

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

$$b_1=\frac{r_{yx_1}-|r_{yx_2}\times r_{x1x_2}|}{|1-(r_{x1x_2})^2|}\times\frac{s_y}{s_{x_1}}=\frac{0.41-|0.31\times 0.77|}{|1-(0.77)^2|}\times\frac{1.15}{0.81}=0.59$$

$$b_2=\frac{r_{yx_2}-|r_{yx_1}\times r_{x1x_2}|}{|1-(r_{x1x_2})^2|}\times\frac{s_y}{s_{x_2}}=\frac{0.36-|0.41\times 0.77|}{|1-(0.77)^2|}\times\frac{1.15}{0.69}=0.20$$

$$a=\bar{y}-(\overline{x_1}\times b_1)-(\overline{x_2}\times b_2)=5.3-(3\times 0.59)-(2.6\times 0.20)=3.01$$

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

تفسير النتيجة:

يمكن اعتبار المعادلة على النحو التالي:

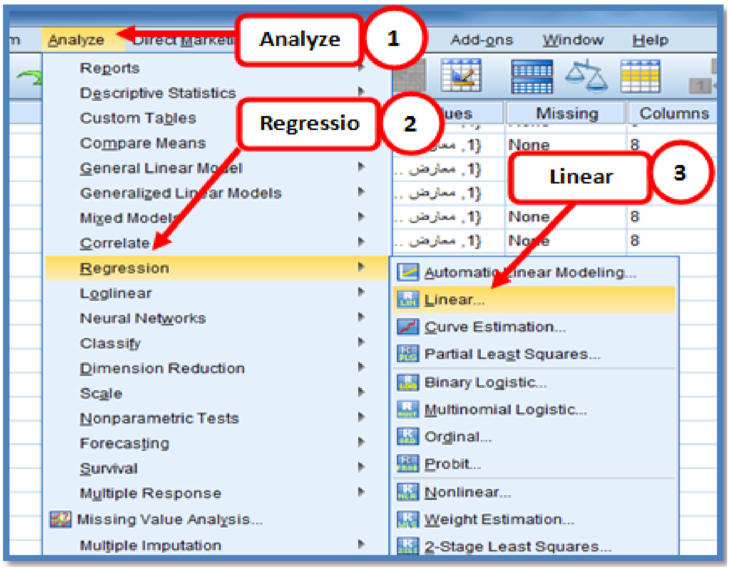
التحصيل الدراسي= 3.01+ 0.59×الذكاء + 0.20 × قوة الانتباه

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 مثلا (قيم الانتماء، قيم التعاون، قيم الاحترام، قيم العدالة) على متغير تابع (المواطنة التنظيمية) نتبع الخطوات التالية:

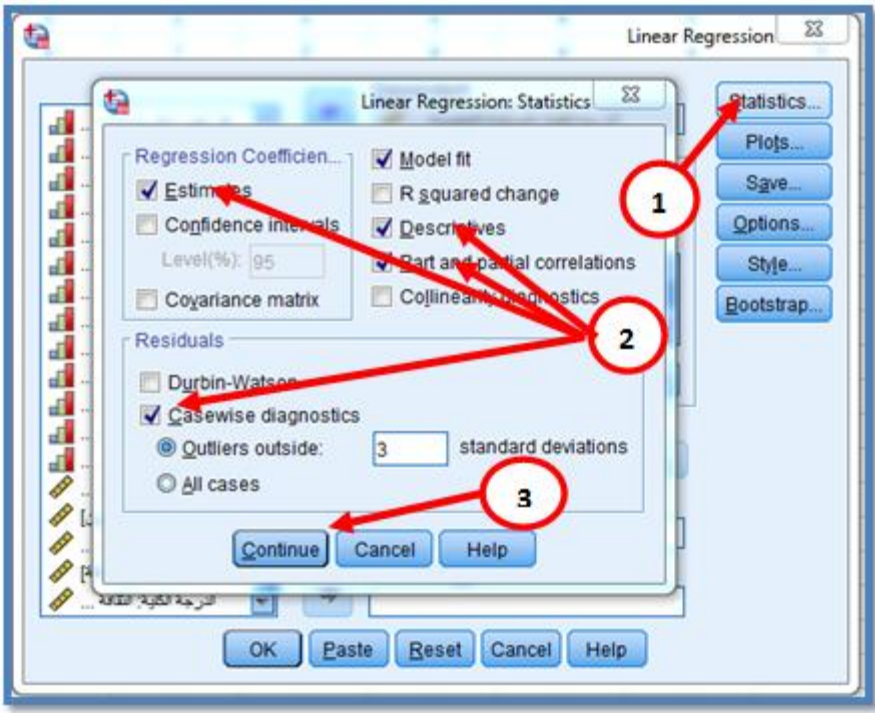
Analyze ⟶ Regression ⟶Linear



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

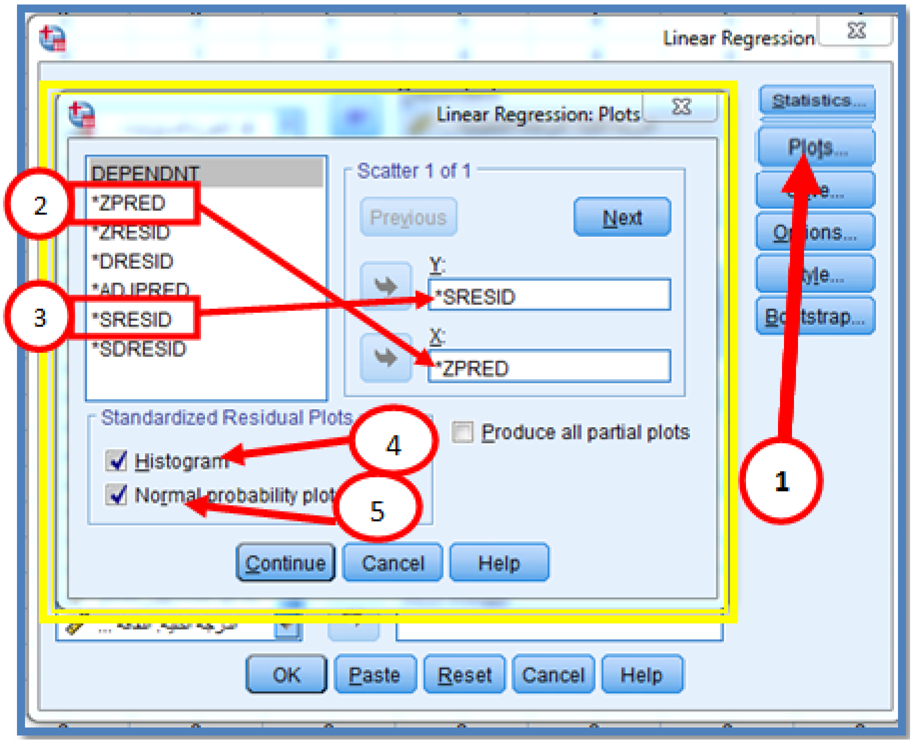
يستبعد المتغيرات التي ليس لها أثر)، أما إذا كنا نريد الانحدار المتعدد التدريجي من أجل أن يستبعد لنا المتغيرات التي ليس لها أثر على المتغيرات المستقلة نختار **Stepwise**

ثم نضغط على **Statistics** لنختار بعض الإحصاءات الوصفية التي نحتاجها فنختار **Descriptives** و نختار **Part and partial correla0tion** ثم نختار **Estimates** (معامل الانحدار المقدر) ثم نختار **Casewise diagnostics** ثم **Continue**

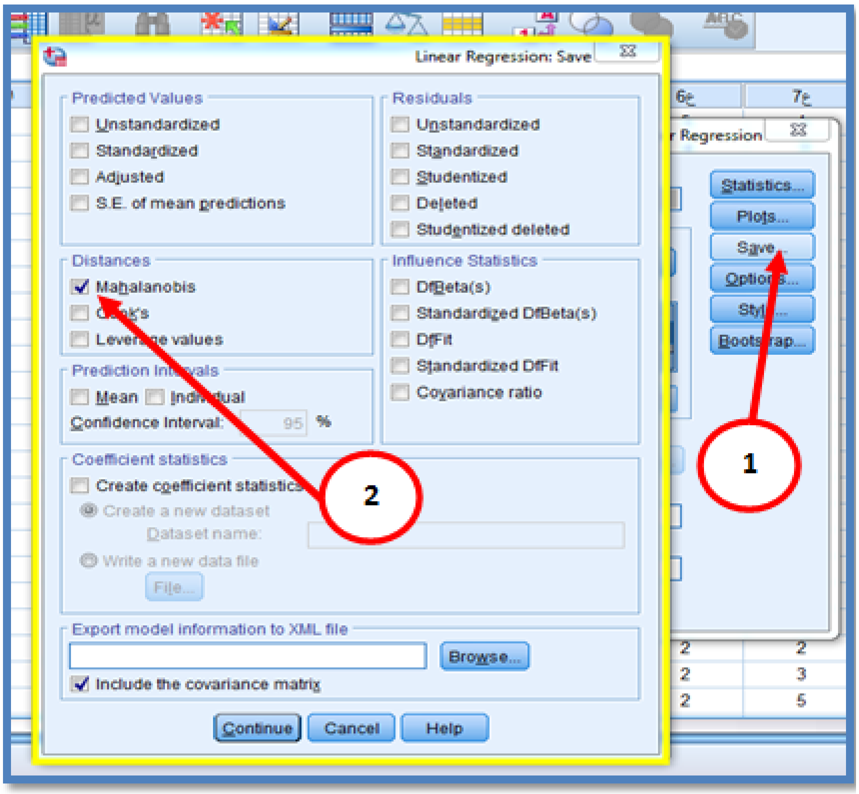


ثم نذهب إلى **Plots** ونختار **ZPRED** وننقلها لخانة **X** ، ونختار **ZRESID** وننقلها لخانة **Y**

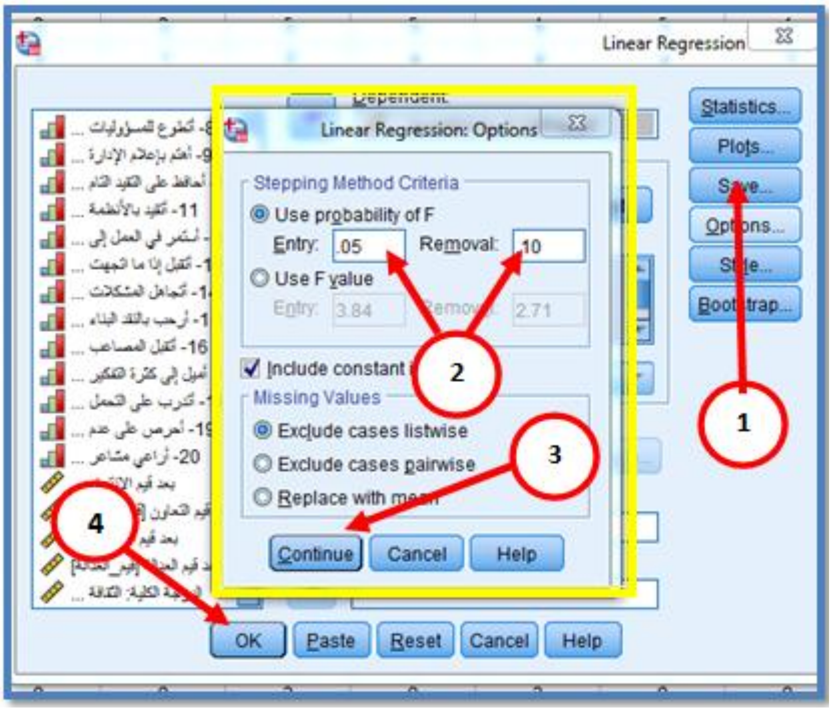
ثم نختار أهم شيء **Normal probability plot** ونختار أيضا **Histogram** ثم **Continue** ثم **Ok**



ثم نختار **Save** ونختار **Mahalanobis** الخاصة بالقيم المتطرفة



ثم نذهب إلى **Options** نضع 0.1 في **Removal** ونضع 0.05 في **Entry** ثم **Ok**



فتظهر 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: المواطنة التنظيمية	61.36	8.625	50
بعد قيم الانتماء	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 الأربعة وقيم الدلالة الإحصائية Sig لكل ارتباط

Correlations

		الدرجة الكلية: المواطنة التنظيمية	بعد قيم الانتماء	بعد قيم التعاون	بعد قيم الاحترام	بعد قيم العدالة
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 التدريجية، نلاحظ أنه تم استبعاد متغير قيم العدالة لأنها غير دالة إحصائيا

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 للتنبؤ بالمتغيرات المستقلة وفي هذه الحالة لدينا نسبة 79 % و 93% و 96 % للمتغيرات قيم الانتماء ، قيم التعاون، قيم الاحترام على التوالي.

Adjusted R Square: المربع المعدل

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 قيم الانتماء

b. Predictors: (Constant), بعد قيم الانتماء, بعد قيم التعاون

c. Predictors: (Constant), بعد قيم الانتماء, بعد قيم التعاون, بعد قيم الاحترام

d. Dependent Variable: الدرجة الكلية: المواطنة التنظيمية

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: المواطنة التنظيمية

b. Predictors: (Constant), بعد قيم الانتماء

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

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

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 الصفري ونقبل الفرض

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

لكننا لا تعرف تحديدا أي من المتغيرات المستقلة هو الذي أضاف تفسيرا جوهريا للتباين في المتغير التابع، وهذا ما سيوضحه جدول تفصيل معاملات الانحدار ليتضح لنا ذلك.

الجدول السادس: Coefficients

Coefficients[a]

Model		Unstandardized Coefficients B	Std. Error	Standardized Coefficients Beta	t	Sig.	Correlations Zero-order	Partial	Part
1	(Constant)	21.978	2.945		7.462	.000			
	بعد قيم الانتماء	1.634	.120	[illegible]	13.618	.000	.891	.891	.891
2	(Constant)	9.411	1.989		4.731	.000			
	بعد قيم الانتماء	1.296	.073	.707	17.834	.000	.891	.933	.636
	بعد قيم التعاون	1.282	.120	.42[illegible]	10.702	.000	.732	.842	.382
3	(Constant)	7.711	1.619		4.763	.000			
	بعد قيم الانتماء	1.155	.064	[illegible]0	18.128	.000	.891	.937	.516
	بعد قيم التعاون	1.088	.102	[illegible]0	10.629	.000	.732	.843	.302
	بعد قيم الاحترام	.399	.076	[illegible]2	5.282	.000	.718	.614	.150

a. Dependent Variable: الدرجة الكلية: المواطنة التنظيمية

المتغيرات المستقلة مجتمعة

a

B1

B2

B3

يوضح لنا هذا الجدول 6 معاملات نموذج الانحدار التي تساعد في الحصول على معادلة خط الانحدار بين المتغيرات المستقلة والمتغير التابع $y = a + b_1x_1 + b_2x_2 + b_3x_3$

وهي كالتالي: $\mathbf{y = 7.71 + 1.15x_1 + 1.08x_2 + 0.39x_3}$

الجدول السابع : جدول Excluded Variables

Excluded Variables[a]

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 التنظيمية

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

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

d. Predictors in the Model: (Constant), بعد قيم الانتماء, بعد قيم التعاون, 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 لان قيمة Sig تساوي 0.78 وهي أكبر من 0.05

الجدول الثامن : جدول **Residuals Statistics**

Residuals Statistics[a]

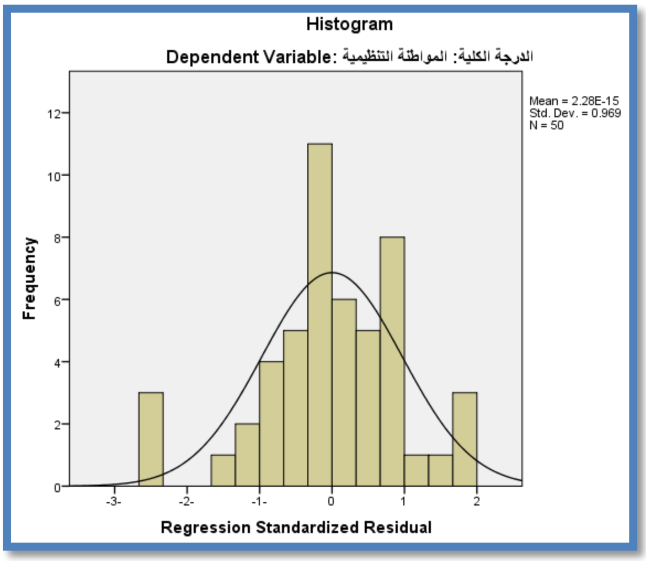
	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation	N
Predicted Value	43.03	81.65	61.36	8.463	50
Std. Predicted Value	-2.166-	2.397	.000	1.000	50
Standard Error of Predicted Value	.250	.783	.469	.128	50
Adjusted Predicted Value	43.03	81.95	61.35	8.478	50
Residual	-4.196-	3.006	.000	1.665	50
Std. Residual	-2.443-	1.750	.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: الدرجة الكلية: المواطنة التنظيمية

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

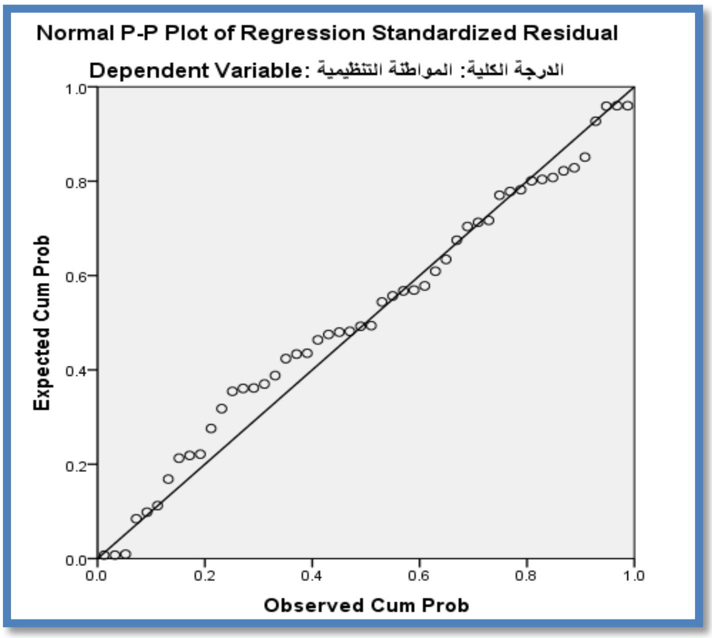
الرسوم البيانية:

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



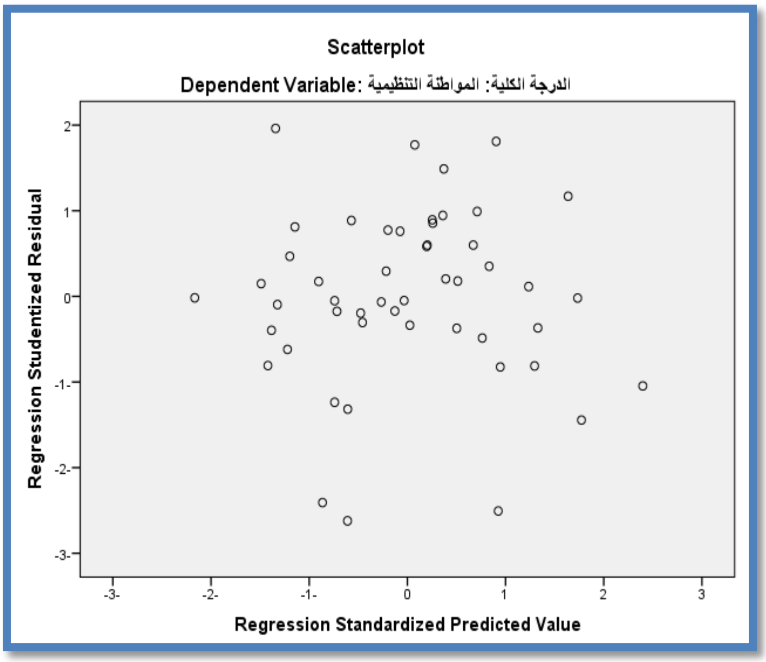
الرسم البياني p p plot:

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



شكل الانتشار للبواقي:

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



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

الحالة الخامسة:

علاقة ارتباط + متغير رتبي + متغير رتبي

علاقة ارتباط بين متغيرين رتبيين (الإحصاء لا برامتري)

في هذه الحالة نستخدم معامل الارتباط الرتبي سبيرمان

أو علاقة ارتباط + متغير كمي + متغير كمي

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

في هذه الحالة أيضا نستخدم معامل الارتباط الرتبي 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 والفروق بين المجموعات

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

1- معامل سبيرمان:

مثال1: عن فرضية الارتباط سبيرمان: لدراسة العلاقة بين متغيرين رتبيين

توجد **علاقة ارتباطية** بين **ترتيب طلبة قسم علم النفس في الإحصاء** و**ترتيبهم في مادة القياس النفسي**

علاقة + رتبي 1 + رتبي 2 = ***معامل سبيرمان***

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

مثال2: عن فرضية الارتباط سبيرمان: لدراسة العلاقة بين متغيرين كميين ولكن أحد شروط الإحصاء البرامتري غير محققة وهي أن العينة غير عشوائية وإنما هي عينة قصدية

توجد **علاقة ارتباطية** بين **الذكاء** و**التحصيل الدراسي** لدى **ذوي الإعاقة البصرية**

علاقة + كمي 1 + كمي 2 + **عينة قصدية** = ***معامل سبيرمان***

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

مثال3: عن فرضية الارتباط سبيرمان: لدراسة العلاقة بين متغيرين أحدهما رتبي والآخر كمي

توجد **علاقة ارتباطية** بين **ترتيب الطلبة علم النفس في مادة الإحصاء** و**تحصيلهم الدراسي**

علاقة + رتبي 1 + كمي 2 = ***معامل سبيرمان***

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

إن معامل الارتباط بيرسون يمكن تطبيقه تحت جملة من الشروط (شروط الإحصاء البرامتري)، 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 خصوصا أن هذا المعامل لا يضع شروطا صعبة حول المتغيرات. إذا يمكن استخدامه في حالتين هما: (أبو زينة وآخرون، 2007،ص170)

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

✓ **شروطه:**

- متغيرين رتبيين
- مستوى القياس رتبي
- إحصاء لابرامتري
- قيمته تتراوح بين 1− و+ 1
- من الأحسن أن تكون العينة أقل من 30.

✓ **أنواع العلاقة بين المتغيرات:** يشترك 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 المتغيرY والعكس صحيح

ب− قوة العلاقة:

في أغلب معاملات الارتباط تنحصر 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 وغرايبية،2010، ص،128)

ويمكن حسابه بالمعادلة التالية: $$r_s = 1 - \frac{6\sum D^2}{N(N^2-1)}$$

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 حسابه:**

1- نرتب قيم المتغيرين من أصغر إلى أكبر قيمة

2- نعطي رتبا للقيم 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 المتحصل عليها لكل القيم المتساوية.

4- تطبيق المعادلة وحساب قيمة r_s، ثم إيجاد r_s الجدولية عند درجة الحرية (df) = **حجم العينة** N ومقارنتها مع r_s المحسوبة عند مستوى الدلالة 0.05.

2- حساب معامل الارتباط سبيرمان يدويا:

مثال تطبيقي:

لدينا البيانات الرتبية التالية لتقديرات 7 طلبة في مادتي الإحصاء X والرياضياتY

الإحصاء X	جيد	مقبول	ممتاز	جيد	جيد جدا	مقبول	جيد
الرياضيات Y	جيد جدا	مقبول	جيد جدا	جيد	جيد	جيد	ممتاز

المطلوب:

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

الحل:

1- نرتب قيم المتغيرين من أصغر إلى أكبر قيمة

الإحصاء X	**رتبة X**	**الرياضيات Y**	**رتبة Y**
جيد	3	جيد جدا	5
مقبول	2	مقبول	1
ممتاز	7	جيد جدا	6
جيد	4	جيد	2
جيد جدا	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 X نلاحظ أن:

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

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

في تقديرات Y نلاحظ أن:

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

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

فيصبح الترتيب على الشكل التالي:

الإحصاء X	رتبة X	الرياضيات Y	رتبة Y	D	D²
جيد	4	جيد جدا	5.5	1.5-	2.25
مقبول	1.5	مقبول	1	0.5	0.25
ممتاز	7	جيد جدا	5.5	1.5	2.25
جيد	4	جيد	3	1	1
جيد جدا	6	جيد	3	3	9
مقبول	1.5	جيد	3	1.5-	2.25
جيد	4	ممتاز	7	3	9
$\sum$					26

3- نقوم بحساب D وهو الفرق بين رتب نفس الفرد في المتغير X و المتغير Y ثم نحسب D²، ونحسب مجموع D²

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 الصفري ونقبل البديل** ..

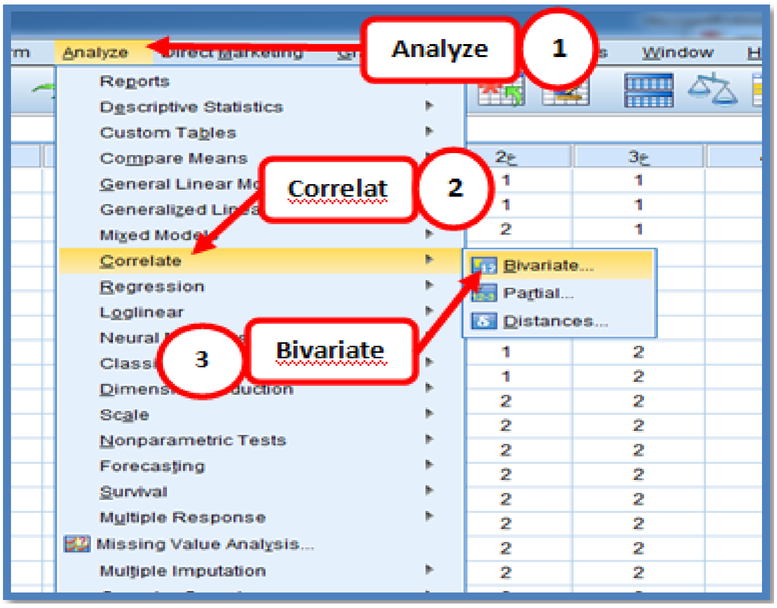
النتيجة: لا توجد علاقة ارتباطية ذات دلالة إحصائية بين ترتيب الطلبة في مادة الإحصاء وترتيبهم في مادة الرياضيات، وغير دال إحصائيا.

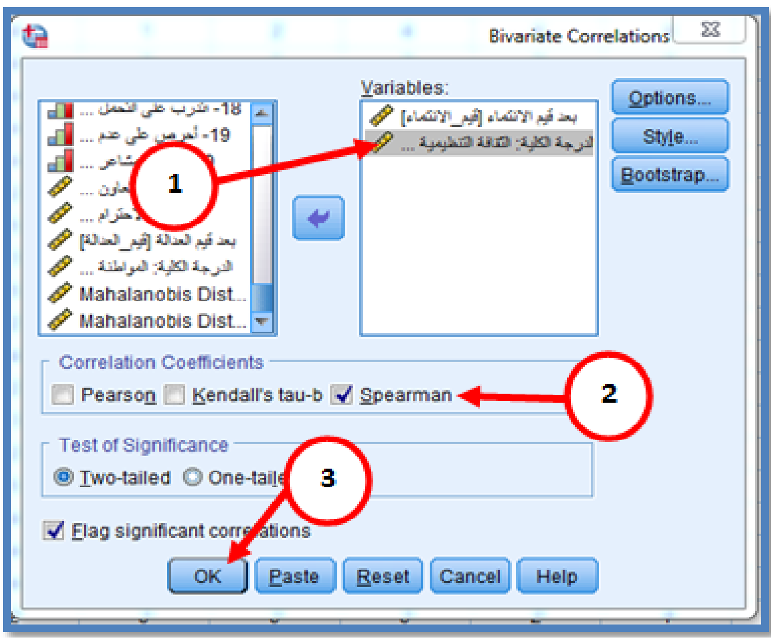
4 حساب معامل الارتباط سبيرمان باستخدام Spss:

لحساب معامل الارتباط سبيرمان نتبع الخطوات التالية:

Analyze ⟶ Correlate ⟶Bivarite

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





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

Correlations

			بعد قيم الانتماء	الدرجة الكلية: الثقافة التنظيمية
Spearman's rho	بعد قيم 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).

فتظهر مجموعة من القيم أهمها:

Sig = 0.00 الدلالة الإحصائية لمعامل الارتباط وهي أقل من 0.05 إذا هذا الارتباط دال إحصائيا. إذا كان هناك ارتباط ذو إحصائية(من خلال قيمة Sig)،أبحث عن اتجاه وقوة هذا الارتباط. من خلال قيمة R

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 > 0.05 فهذا يدل على أن الارتباط غير دال إحصائيا

الحالة السادسة:

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

علاقة ارتباط بين متغيرين اسميين تقسيمهما ثنائي (4 مجموعات وإحصاء لا برامتري)

في هذه الحالة نستخدم معامل الارتباط فاي φ

1- معامل فاي φ:

مثال1: عن فرضية الارتباط فاي: لدراسة العلاقة بين متغيرين اسميين لهما تقسيم ثنائي

- **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 ثنائي (ذكر، أنثى) والثاني التدخين له أيضا تقسيم ثنائي (يدخن ، لا يدخن) في هذه الحالة نستخدم معامل الارتباط فاي.

مثال2: - 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 ثنائي (حاضر، غائب) والثاني النجاح له أيضا تقسيم ثنائي (ناجح، راسب) في هذه الحالة أيضا نستخدم معامل الارتباط فاي.

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

شروطه:

- متغيرين اسميين
- لهما تقسيم ثنائي ولكل واحد منهما خيارين
- إحصاء لابرامتري
- قيمته تتراوح بين 0 و +1

ويمكن حسابه بالمعادلة التالية:

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

1 - إيجاد قيم a b c d

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

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

2- 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 الصفري ونرفض البديل أي عدم وجود علاقة ارتباطية أي أن الارتباط غير دال إحصائيا

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

2- حساب معامل الارتباط فاي φ يدويا:

مثال تطبيقي:

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

الجنس / التدخين	ذكر	أنثى	Σ
يدخن	a 9	b 5	14
لا يدخن	c 4	d 13	17
Σ	13	18	**31**

المطلوب: حساب معامل الارتباط بين المتغيرين؟

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

$$r_\varphi = \frac{ad - bc}{\sqrt{(a+b)(c+d)(a+c)(b+d)}} = \frac{9\times 13 - 5\times 4}{\sqrt{(9+5)(4+13)(9+4)(5+13)}}$$

$$= \frac{97}{\sqrt{55692}} = \frac{97}{235.99} = \mathbf{0.41}$$

من خلال قيمة r_φ = 0.41 نلاحظ أن الارتباط ضعيف ولكن هل هو دال إحصائيا أو لا ؟

ثانيا: 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 أي95 % تصبح = 0.95 /2 = 0.475

القيمة المناظرة أفقيا هي 1.9

والقيمة المناظرة عموديا هي 0.06

ومنه فإن قيمة Z = 1.9 + 0.06 = **1.96** نقارنها بالمحسوبة

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

3- حساب معامل الارتباط فاي φ باستخدام Spss:

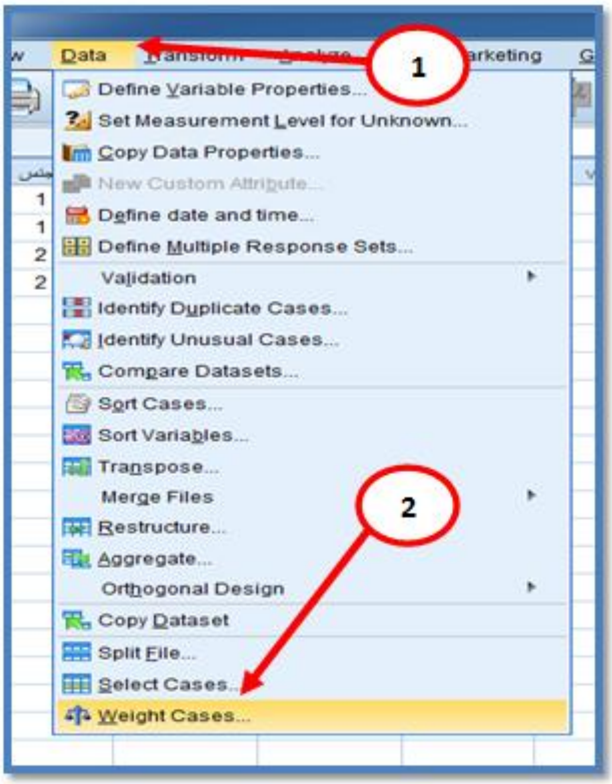
(نأخذ بيانات نفس المثال السابق) فتكون البيانات مشابهة للجدول في المثال السابق على هذا الشكل

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

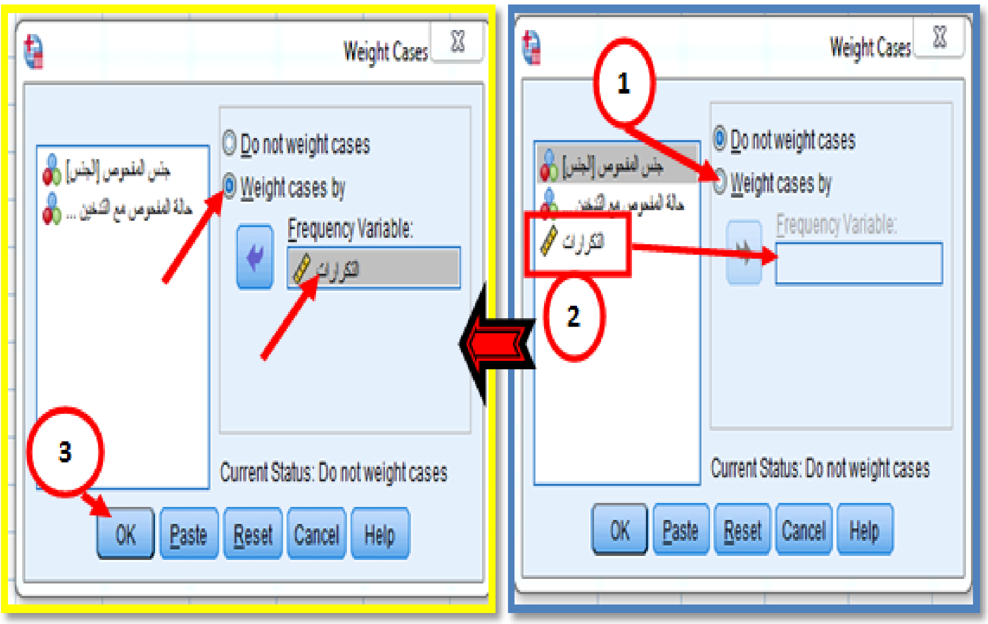
لحساب معامل الارتباط فاي نتبع الخطوات التالية:

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

Data → Weight Cases

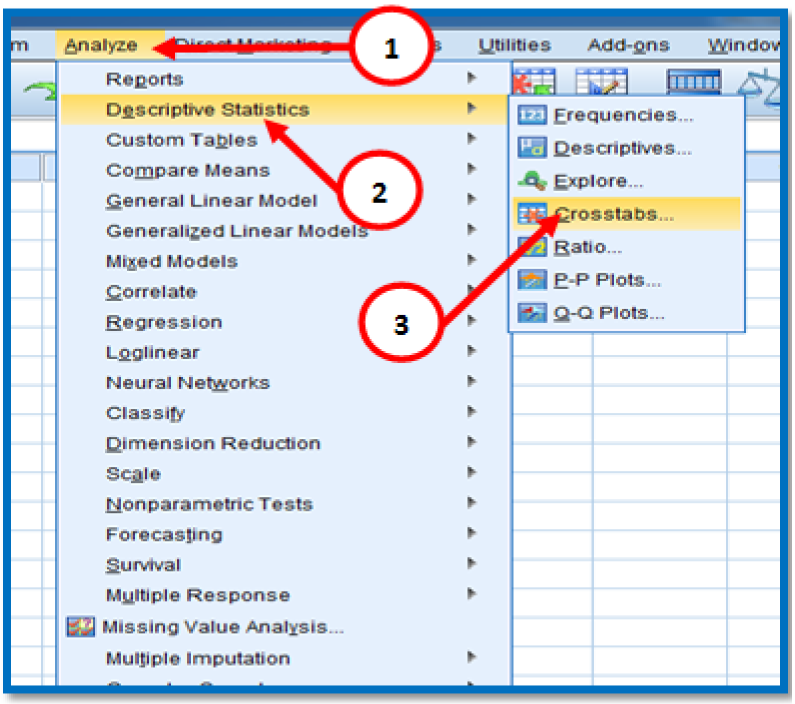


فيظهر مربع حواري نقوم فيه بالضغط على خانة **Weight Cases by**، ونقوم أيضا بنقل (التكرارات) لخانة **Frequency Variable**، ثم **Ok**

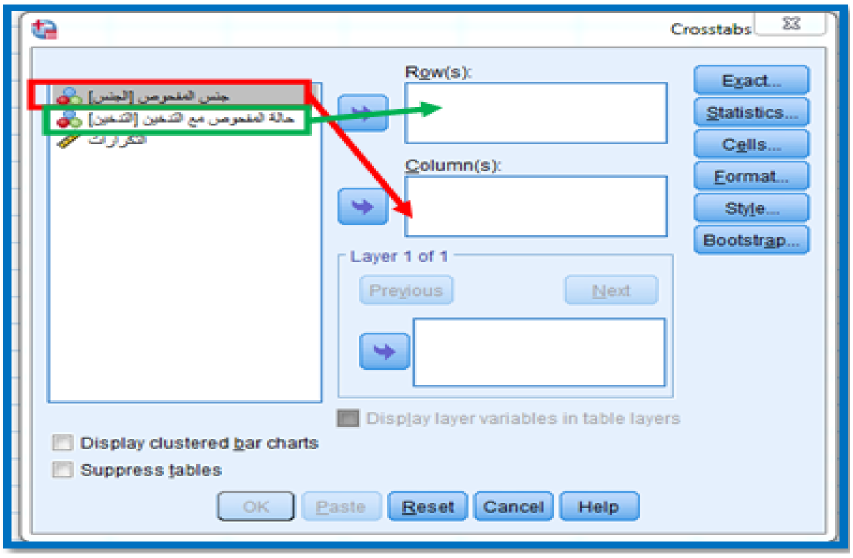


ثانيا نقوم بحساب معامل الارتباط فاي كالتالي:

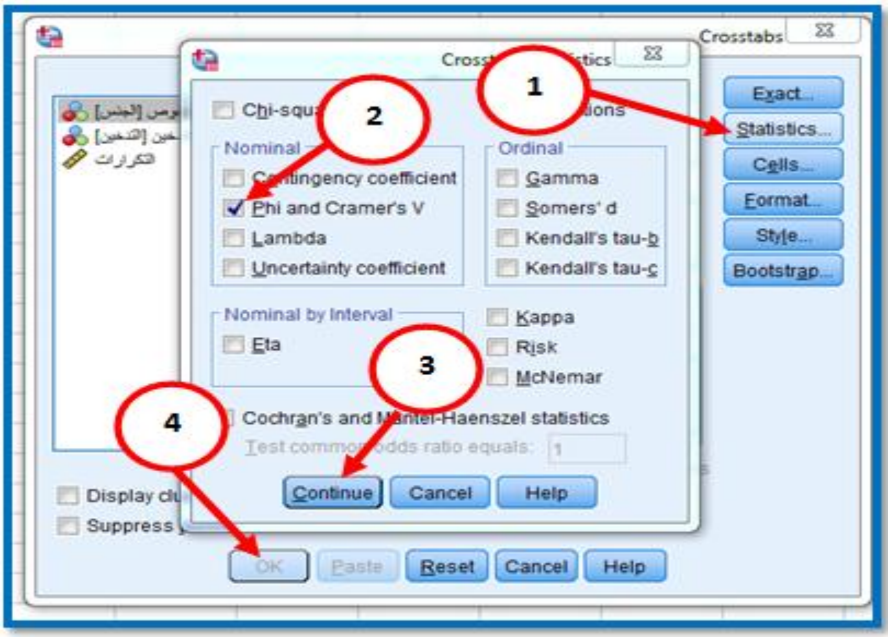
Analyze ⟶ Descriptive Statistics ⟶ Crosstabs



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



ثم نختار أيقونة **Statistics** فيظهر لنا مربع حواري نختار منه **Phi and Cramer V** ثم **Continue** ثم **Ok**



فتظهر لنا عدة جداول في صفحة **Output**

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

حالة المفحوص مع التدخين * جنس المفحوص Crosstabulation

Count

		جنس المفحوص		Total
		ذكر	انثى	
حالة المفحوص مع التدخين	يدخن	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 إحصائيا، إذا فإننا نرفض الفرض الصفري ونقبل البديل أي نؤكد وجود علاقة ارتباطية ذات دلالة إحصائية بين الجنس والتدخين أي علاقة ارتباطية طردية ضعيفة دالة إحصائيا.

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 (لأحدهما على الأقل تقسيم أكثر من ثنائي)

علاقة ارتباط بين متغيرين اسميين لأحدهما على الأقل تقسيم أكثر من ثنائي (أي أكثر من 4 مجموعات وإحصاء لا برامتري)

في هذه الحالة نستخدم معامل كرامر V

1- معامل كرامر V:

مثال 1: عن فرضية الارتباط كرامر:

لدراسة العلاقة بين متغيرين اسميين لأحدهما على الأقل تقسيم أكثر من ثنائي

توجد <u>علاقة ارتباطية</u> بين <u>ممارسة كرة القدم (يمارس، لا يمارس، يمارسها أحيانا) ومشاهدة كرة القدم (يشاهد، لا يشاهد، يشاهد أحيانا).</u>

علاقة — متغير اسمي — 3 مجموعات — متغير اسمي

3 مجموعات

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

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

شروطه:

- متغيرين اسميين
- لأحدهما على الأقل تقسيم أكثر من ثنائي، أي لأحدهما على الأقل أكثر من خيارين
- إحصاء لابرامتري
- 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).

ويمكن حسابه بالمعادلة التالية:

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

x^2 : كا² (بالعربية) حيث $x^2 = \sum \frac{(f_o - f_e)^2}{f_e}$

f_o التكرارات المشاهدة (القيم الفعلية)

f_e 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)، فكانت النتائج كالتالي:

المطلوب: حساب القيمة معامل الارتباط بين جنس الأفراد ورأيهم حول تعديل الدستور؟ وتفسير النتيجة المتحصل عليها؟

الرأي حول التعديل / الجنس	موافق	معارض	غير مهتم	$\sum$
ذكر	2	4	7	13
أنثى	2	1	12	15
$\sum$	4	5	19	28

أولا: إيجاد القيم المتوقعة f_e من خلال القيم المشاهدة f_o

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

مثال: القيمة المشاهدة الأولى هي 2 قيمتها المتوقعة هي : $\frac{4 \times 13}{28} = 1.85$.......بهذه الطريقة نكمل باقي الجدول.

القيم المشاهدة fo	القيم المتوقعة fe	fo − fe	(fo − fe)²	
2	$\frac{4 \times 13}{28} = 1.85$	0.15	0.02	0.01
4	$\frac{5 \times 13}{28} = 2.32$	1.68	2.82	1.21
7	$\frac{19 \times 13}{28} = 8.82$	−1.82	3.31	0.37
2	$\frac{4 \times 15}{28} = 2.14$	−0.14	0.01	4.67
1	$\frac{5 \times 15}{28} = 2.67$	−1.67	2.78	1.04
12	$\frac{19 \times 15}{28} = 10.17$	1.83	3.34	0.32
$\sum$				*7.62*

ثانيا: حساب معامل كرامر بتطبيق القانون وتعويض القيم الموجودة في الجدول:

حيث لدينا :

$$x^2 = \sum \frac{(f_o - f_e)^2}{f_e} = 7.62$$

$x^2 = 7.62$

$n = 28$

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 بمقارنها بالقيمة الجدولية.

ثالثا: إيجاد قيمة كرامر **V** الجدولية:

لدينا مستوى الدلالة 0.05

ولدينا درجة الحرية = (عدد الأعمدة – 1)(عدد الصفوف–1) = $(3-1)(2-1) = 2 \times 1 =$ **2**

ومنه فإن قيمة كرامر V الجدولية تساوي 0.175 وهي أقل من قيمة كرامر V المحسوبة التي تساوي 0.51، وبالتالي فإننا نرفض الفرض الصفري ونقبل البديل أي نؤكد وجود علاقة ارتباطية متوسطة دالة إحصائيا بين المتغيرين.

3– حساب معامل الارتباط كرامر V باستخدام Spss:

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

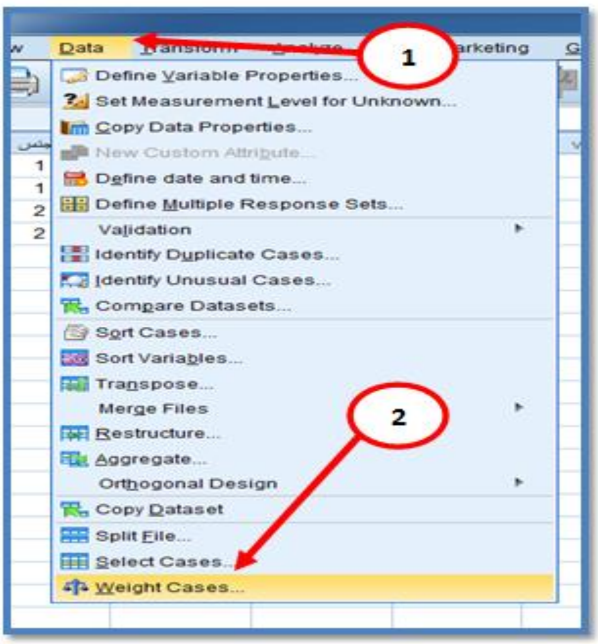
التكرارات	الجنس	تعديل_الدستور
4	1	1
1	2	1
7	1	2
12	2	2
2	1	3
2	2	3

التكرارات	الجنس	تعديل_الدستور
4	ذكر	معارض
1	انثى	معارض
7	ذكر	غير مهتم
12	انثى	غير مهتم
2	ذكر	موافق
2	انثى	موافق

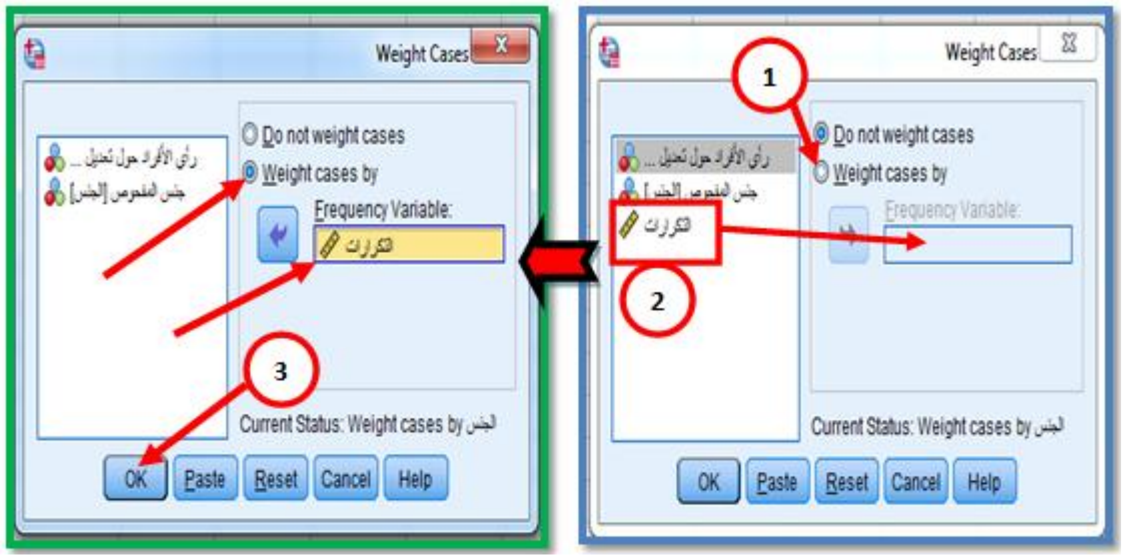
لحساب معامل الارتباط كرامر نتبع الخطوات التالية:

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

Data → Weight Cases

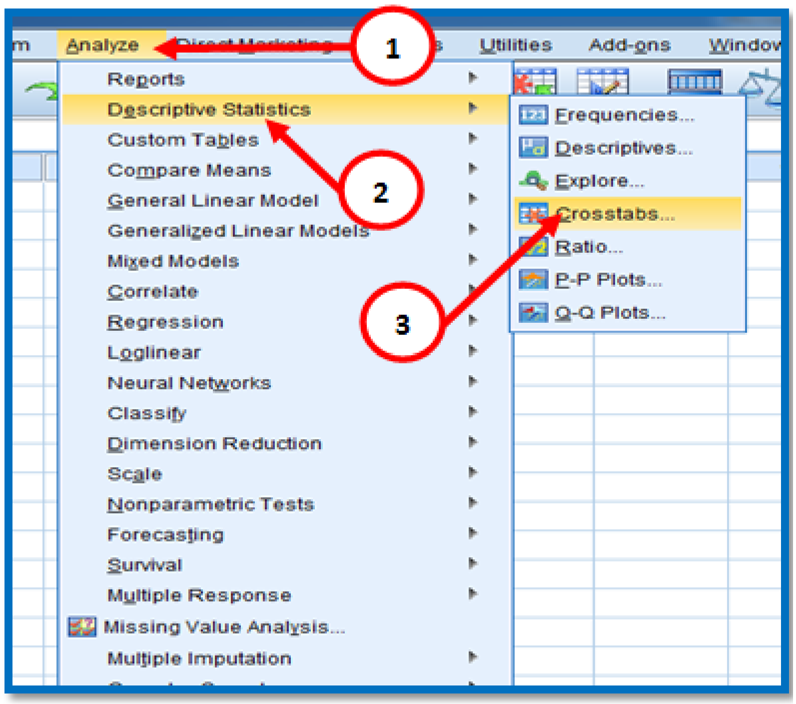


فيظهر مربع حواري نقوم فيه بالضغط على خانة **Weight Cases by**، ونقوم أيضا بنقل (التكرارات) لخانة **Frequency Variable**، ثم **Ok**

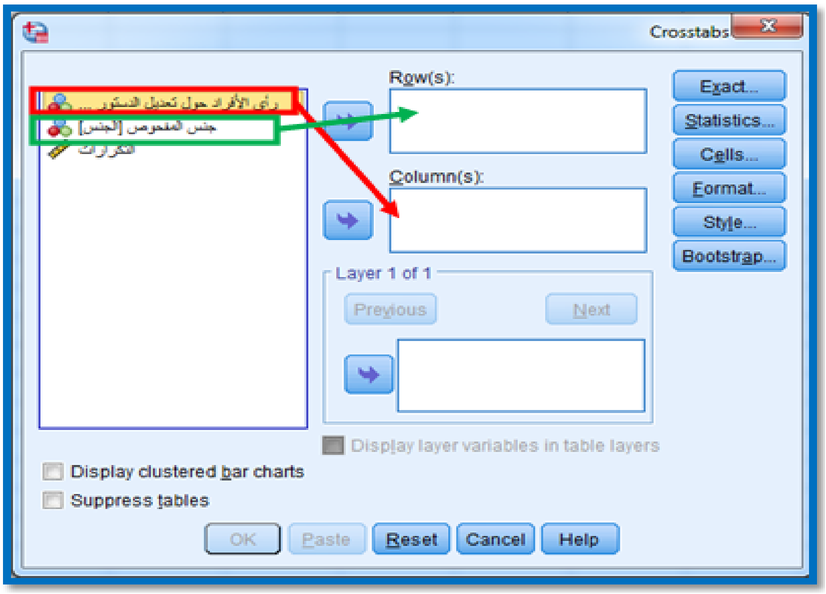


ثانيا نقوم بحساب معامل الارتباط كرامر كالتالي:

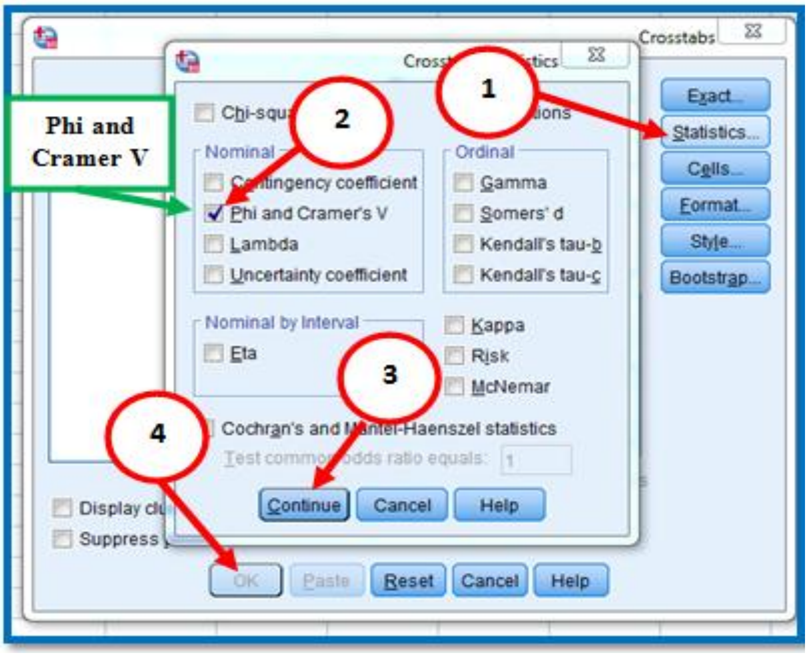
Analyze ⟶ Descriptive Statistics ⟶ Crosstabs



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



ثم نختار أيقونة **Statistics** فيظهر لنا مربع حواري نختار منه **Phi and Cramer V** ثم **Continue** ثم **Ok**



فتظهر لنا عدة جداول في صفحة **Output**

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

جنس المفحوص * رأي الأفراد حول تعديل الدستور Crosstabulation

Count

		رأي الأفراد حول تعديل الدستور			Total
		معارض	غير مهم	موافق	
جنس المفحوص	ذكر	4	7	2	13
	انثى	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 إحصائيا، إذا فإننا نرفض الفرض الصفري ونقبل البديل أي نؤكد وجود علاقة ارتباطية ذات دلالة إحصائية بين الجنس والرأي حول تعديل الدستور أي علاقة ارتباطية طردية متوسطة دالة إحصائيا.

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 اسمي (ذو تقسيم ثنائي حقيقي)

علاقة ارتباط بين متغيرين أحدهما كمي والآخر اسمي (ذو تقسيم ثنائي حقيقي)

في هذه الحالة نستخدم معامل الارتباط الثنائي الحقيقي(الطبيعي)(معامل الارتباط بايسيريال الطبيعي)

1- معامل الارتباط الثنائي الحقيقي (الطبيعي): (معامل الارتباط بايسيريال الطبيعي)

ويسمى أيضا المتسلسل ذو النقطة Point Biserial correlation

مثال: عن فرضية الارتباط الثنائي الطبيعي (الحقيقي) (معامل الارتباط بايسيريال الطبيعي):

- توجد علاقة ارتباطية بين درجات التحصيل الدراسي و نمط إقامة الطالب (داخلي، خارجي)

علاقة + متغير كمي + متغير اسمي مجموعتان تقسيمهما حقيقي

= معامل الارتباط الثنائي الحقيقي (معامل الارتباط بايسيريال الطبيعي)

نلاحظ في هذه الفرضية وجود علاقة ارتباطية بين متغيرين، الأول متغير تابع كمي (التحصيل) والثاني متغير مستقل اسمي (نمط الإقامة) والمتغير الاسمي ذو تقسيم ثنائي (داخلي ، خارجي) 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 بايسيريال الطبيعي)**.

وهو معامل نقوم من خلاله بإيجاد العلاقة الارتباطية بين متغيرين أحدهما كمي والآخر اسمي 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 مثلا 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 طريقته.

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 متساويين فإن الارتباط يكون منعدما.

ويمكن حسابه بالمعادلة التالية: $R_{bp} = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{s}\sqrt{\frac{n_1 n_2}{N(N-1)}}$

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 والذي يمكن حسابه بالمعادلة التالية: $S = \sqrt{\frac{\sum X^2 - \frac{\sum (X)^2}{N}}{N-1}}$

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(الحقيقي)(معامل الارتباط بايسيريال الطبيعي)

R_{bp} يدويا:

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	**داخلي**	12	11	16	7	9	7
	خارجي	12	11	10	9		

المطلوب: هل توجد علاقة ارتباطية بين التحصيل الدراسي ونمط إقامة الطالب؟

الحل:

نلاحظ أن : - المتغير المستقل هو نمط الإقامة وهو متغير اسمي وذو تقسيم ثنائي حقيقي

- المتغير التابع هو التحصيل الدراسي وهو متغير كمي

إذا الأسلوب الإحصائي لقياس هذا الارتباط يكون معامل الارتباط الثنائي الطبيعي (الحقيقي) (معامل الارتباط بايسيريال الطبيعي)

أولا: نقوم بترميز متغير الإقامة: وليكن 2 داخلي ، 1 خارجي

ثانيا: نقوم بتبويب البيانات في الجدول:

الطلبة	**نمط الإقامة**	**التحصيل x1**	**التحصيل x2**	**X (كل القيم)**	**X^2**
1	2(داخلي)		12	12	144
2	2		11	11	121
3	2		16	16	256
4	2		7	7	49
5	2		9	9	81
6	2		7	7	49
7	1 (خارجي)	12		12	144
8	1	11		11	121
9	1	10		10	100
10	1	9		9	81
Σ		**42**	**62**	**104**	**1146**
$\bar{X}$		**10.5**	**10.33**		

ثالثا: نقوم بحساب الانحراف المعياري من المعادلة التالية :

$$S=\sqrt{\frac{\sum X^2-\frac{\sum(X)^2}{N}}{N-1}}=\sqrt{\frac{1146-\frac{104^2}{10}}{10-1}}=\sqrt{\frac{1146-1081.6}{9}}=\sqrt{7.15}=2.67$$

رابعا: حساب معامل الارتباط الثنائي الحقيقي **(بايسيريال الطبيعي)** بالمعادلة التالية:

$$R_{bp}=\frac{\bar{x}_1-\bar{x}_2}{s}\sqrt{\frac{n_1n_2}{N(N-1)}}=\frac{10.5-10.33}{2.67}\sqrt{\frac{6\times 4}{10(10-1)}}=0.06\times 0.50=0.03$$

تدل النتيجة على عدم وجود علاقة وهي شبه منعدمة ويجب التأكد من دلالتها الإحصائية بمقارنها بالقيمة الجدولية (جدول معامل بيرسون)

خامسا: إيجاد قيمة معامل الارتباط الثنائي الطبيعي (الحقيقي) **(بايسيريال الطبيعي)** R_{bp} الجدولية: من أجل التأكد من الدلالة الإحصائية.

لدينا مستوى الدلالة 0.05

ولدينا درجة الحرية $df = n - 2 = 10 - 2 = \mathbf{8}$

ومنه فإن قيمة معامل الارتباط الثنائي الطبيعي (الحقيقي) R_{bp} الجدولية تساوي **0.63** وهي أكبر من قيمة معامل الارتباط الثنائي الطبيعي (الحقيقي) R_{bp} المحسوبة التي تساوي **0.03**، وبالتالي فإننا نقبل الفرض الصفري ونرفض البديل أي نؤكد عدم وجود علاقة ارتباطية دالة إحصائيا بين التحصيل الدراسي ونوع الإقامة.

3- حساب معامل الارتباط الثنائي الطبيعي (الحقيقي) (بايسيريال الطبيعي) R_{bp} باستخدام Spss:

وهو صورة مصغرة لمعامل الارتباط بيرسون، لهذا نقوم بحساب معامل بيرسون في هذه الحالة ويعتبر معامل بايسيريال الطبيعي

لديناالبيانات التالية":

		درجات التحصيل الدراسي					
نمط الإقامة	**داخلي**	12	11	16	7	9	7
	خارجي	12	11	10	9		

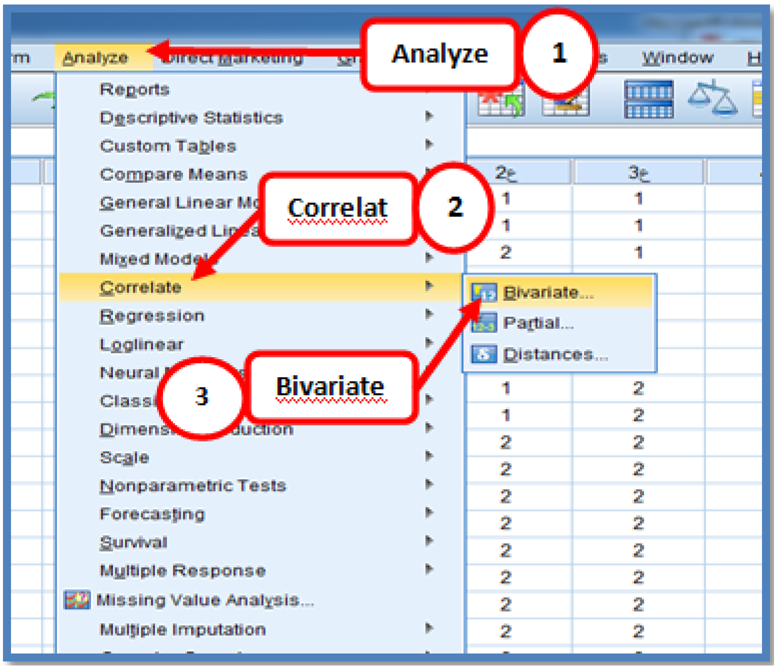
أولا : نقوم بإدخال البيانات للبرنامج بهذا الشكل

	Name	Type	Width	Decimals	Label	Values	Missing	Columns	Align	Measure	R
1	الاقامة	Numeric	8	0		{1, خارجي}...	None	8	Right	Nominal	In
2	الدرجة	Numeric	8	2		None	None	8	Right	Scale	In
3											

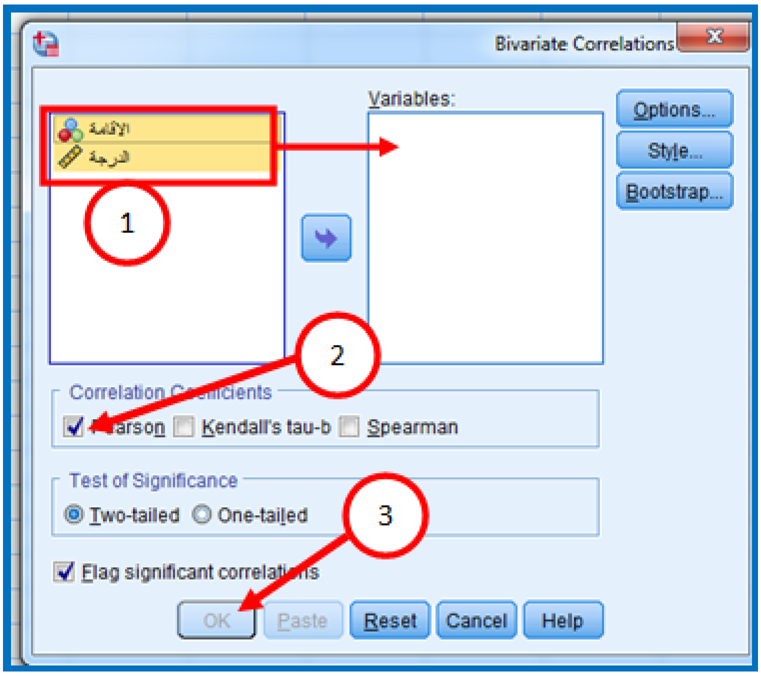
	الاقامة	الدرجة
1	1	12.00
2	1	11.00
3	1	16.00
4	1	7.00
5	1	9.00
6	1	7.00
7	2	12.00
8	2	11.00
9	2	10.00
10	2	9.00

لحساب معامل الارتباط بيرسون نتبع الخطوات التالية:

Analyze ⟶ Correlate ⟶Bivarite



فيظهر مربع حواري نقوم فيه بنقل المتغيرين (الإقامة، الدرجة) المراد حساب ارتباطها إلى خانة **Variable** ثم نختار **Person** ثم **Ok**.



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

Correlations

		الدرجة	الإقامة
الدرجة	Pearson Correlation	1	.032
	Sig. (2-tailed)		.930
	N	10	10
الإقامة	Pearson Correlation	.032	1
	Sig. (2-tailed)	.930	
	N	10	10

فتظهر مجموعة من القيم أهمها:

R = 0.03 قيمة معامل الارتباط وهو ارتباط طردي ضعيف جدا وشبه منعدم

Sig = 0.93 الدلالة الإحصائية لمعامل الارتباط وهي أكبر من 0.05 إذا هذا الارتباط غير دال إحصائيا. وبالتالي فإننا نقبل الفرض الصفري ونرفض البديل أي نؤكد عدم وجود علاقة ارتباطية دالة إحصائيا بين التحصيل الدراسي ونوع الإقامة.

الحالة التاسعة:

علاقة ارتباط + متغير كمي + متغير اسمي (ذو تقسيم ثنائي غير حقيقي)

علاقة ارتباط بين متغيرين أحدهما كمي والآخر اسمي (ذو تقسيم ثنائي غير حقيقي)

في هذه الحالة نستخدم معامل الارتباط الثنائي (معامل الارتباط بايسيريال الاعتباري)

1- معامل الارتباط الثنائي (معامل الارتباط بايسيريال الاعتباري)

مثال: عن معامل الارتباط الثنائي (معامل الارتباط بايسيريال الاعتباري) لدراسة العلاقة الارتباطية بين متغيرين أحدهما كمي والآخر اسمي (ذو تقسيم ثنائي غير حقيقي)

توجد **علاقة ارتباطية** بين **الأداء المهني** و**الحالة الاجتماعية (أعزب، متزوج)** لدى العمال المهنيين

علاقة + متغير كمي + متغير اسمي مجموعتان تقسيمهما غير حقيقي

= **معامل الارتباط الثنائي الحقيقي (معامل الارتباط بايسيريال 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 ثنائي (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 الثنائي **(بايسيريال الاعتباري)**.

وهو معامل نقوم من خلاله بإيجاد العلاقة الارتباطية بين متغيرين أحدهما كمي والآخر اسمي ذو تقسيم ثنائي، 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 تحقيقي لأنه بتدخل الباحث واجتهاده. ويرمز له بالرمز R_p.

شروطه:

- متغيرين أحدهما بياناته كمية والثاني بياناته اسمية
- أن يكون تقسيم المتغير الاسمي ثنائي أي يتكون من مجموعتين (جامعي، غير جامعي) (متزوج، أعزب)
- أن يكون تقسيم المتغير الاسمي تقسيم غير حقيقي (اعتباري) بتدخل الباحث.
- أن يكون التقسيم قبل التجربة أو القياس
- درجة الحرية $df = n-2$
- قيمته تتراوح بين 0 و 1

ويمكن حسابه بالمعادلة التالية: $R_{\text{p}} = \frac{\bar{\mathbf{x}}_{\mathbf{1}} - \bar{\mathbf{x}}_{\mathbf{2}}}{\sqrt{\frac{\boldsymbol{n_1 n_2}}{\boldsymbol{N}}\sqrt{\sum \boldsymbol{x}^{2} - \frac{(\boldsymbol{X})^{2}}{\boldsymbol{N}}}}}$

حيث :

$\bar{\mathbf{x}}_{\mathbf{1}}$: المتوسط الحسابي للمجموعة الأولى

$\bar{\mathbf{x}}_{\mathbf{2}}$:المتوسط الحسابي للمجموعة الثانية

$\mathbf{n_1}$:عدد أفراد عينة المجموعة الأولى

$\mathbf{n_2}$:عدد أفراد عينة المجموعة الثانية

$\mathbf{N}$:عدد أفراد كل العينة (المجموعة الأولى + المجموعة الثانية)

ملاحظة: من بين شروط استخدام معامل الارتباط الثنائي (بايسيريال 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 (بايسيريال الأصيل) ويتم حسابه وفق المعادلة التالية: $r = \frac{\overline{x_1} - \overline{x_2}}{s} \times \frac{n_1 n_2}{N^2\ O}$

حيث:

$\bar{\mathbf{x}}_{\mathbf{1}}$:المتوسط الحسابي للمجموعة الأولى

$\bar{\mathbf{x}}_{\mathbf{2}}$:المتوسط الحسابي للمجموعة الثانية

$\mathbf{n_1}$:عدد أفراد عينة المجموعة الأولى

$\mathbf{n_2}$:عدد أفراد عينة المجموعة الثانية

$\mathbf{N}$:عدد أفراد كل العينة (المجموعة الأولى + المجموعة الثانية)

S: الانحراف المعياري

O: الارتفاع المقابل في جدول المساحات الصغرى والكبرى

أولا: نقوم بحساب المساحة الصغرى = $\frac{\mathrm{n_1}}{\mathrm{N}}$، نقوم بحساب المساحة الكبرى = $\frac{\mathrm{n_2}}{\mathrm{N}}$

ثانيا: من خلال الجدول الإحصائي للمساحات الصغرى والكبرى نبحث عن القيمة المساوية للمساحة الكبرى وهي قيمة O، وإذا لم نجدها نلجأ إلى قيمة التقريبية الكبرى للمساحة الصغرى (ليس قيمة التقريبية الصغرى) والتي تعتبرها هي قيمة O.

2- حساب معامل الارتباط الثنائي (بايسيريال الاعتباري) R_p يدويا:

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:

الحالة الاجتماعية		الأداء المهني						
	أعزب	17	12	10				
	متزوج	11	16	13	11	12	10	9

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 بايسيريال الاعتباري)

أولا: نقوم بترميز متغير الحالة الاجتماعية : وليكن 1 أعزب، 2 متزوج

ثانيا: نقوم بتبويب البيانات في الجدول:

الموظفين	الحالة الاجتماعية	أعزب x_1	متزوج x2	X	X^2
1	1(أعزب)	17		17	289
2	1	12		12	144
3	1	10		10	100
4	2(متزوج)		11	11	121
5	2		16	16	256
6	2		13	13	169
7	2		11	11	121
8	2		12	12	144
9	2		10	10	100
10	2		9	9	81
Σ		**39**	**82**	**121**	**1525**
$\bar{X}$		**13**	**11.71**		

ثالثا: حساب معامل الارتباط الثنائي **(بايسيريال الاعتباري)** بالمعادلة التالية:

$$R_p = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\sqrt{\frac{n_1 n_2}{N}\sqrt{\sum x^2 - \frac{(X)^2}{N}}}} = \frac{13 - 11.71}{\sqrt{\frac{3\times 7}{10}\sqrt{1525 - \frac{(121)^2}{10}}}} = \frac{1.29}{\sqrt{2.1\sqrt{1525 - \frac{14641}{10}}}}$$

$$= \frac{1.29}{\sqrt{2.1\sqrt{60.9}}} = \frac{1.29}{\sqrt{2.1 \times 7.80}} = \frac{1.29}{4.04} = 0.317$$

تدل النتيجة على عدم وجود علاقة ضعيفة ويجب التأكد من دلالتها الإحصائية بمقارنها بالقيمة الجدولية (جدول معامل بيرسون)

رابعا: إيجاد قيمة معامل الارتباط الثنائي **(بايسيريال الاعتباري)** R_p الجدولية: من أجل التأكد من الدلالة الإحصائية.

لدينا مستوى الدلالة 0.05

ولدينا درجة الحرية df = n − 2 = 10 −2 = **8**

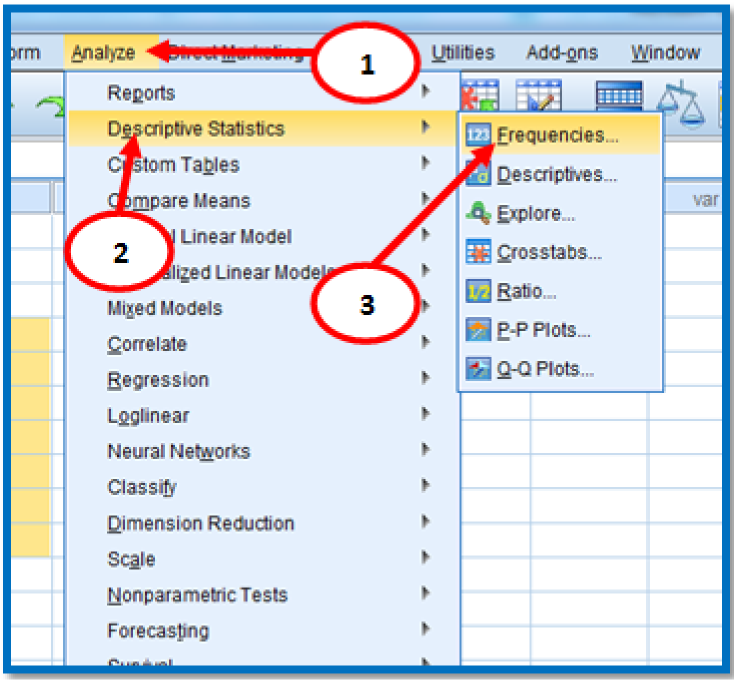
ومنه فإن قيمة معامل الارتباط الثنائي (بايسيريال الاعتباري) R_p الجدولية تساوي **0.63** وهي أكبر من قيمة معامل الارتباط الثنائي (بايسيريال الاعتباري) R_p المحسوبة التي تساوي **0.317**، وبالتالي فإننا نقبل الفرض الصفري ونرفض البديل أي نؤكد عدم وجود علاقة ارتباطية دالة إحصائيا بين الأداء المهني والحالة الاجتماعية.

3- حساب معامل الارتباط الثنائي (بايسيريال الاعتباري) R_p باستخدام Spss:

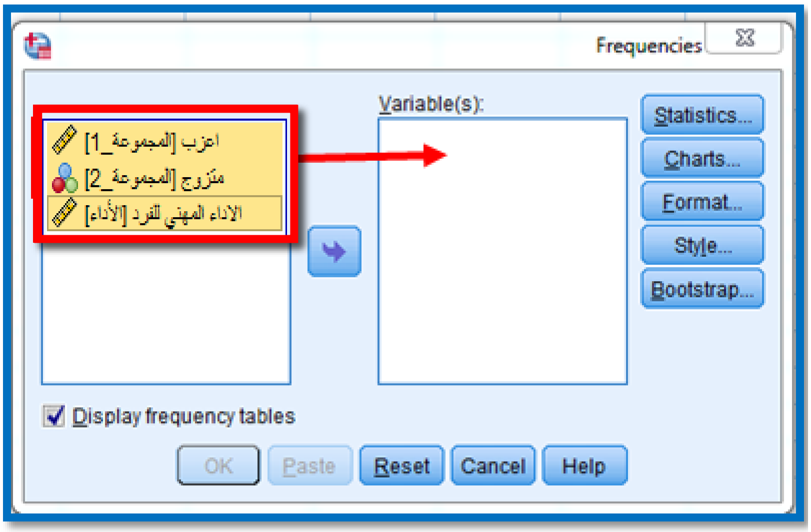
للأسف، لا يوجد خيار مباشر لحساب معامل الارتباط بايسيري ال الاعتباري في SPSS ، لكن يمكن الاستعانة ببرنامج Spss لإيجاد مجاهيل المعادلة كالمتوسط الحسابي للمجموعة الأولى والمتوسط الحسابي للمجموعة الثانية وعدد أفراد العينة الأولى والعينة الثانية والعدد الإجمالي لأفراد العينة من خلال تحليل الإحصاءات لتسهيل عملية الحساب .

من خلال الخطوات التالية:

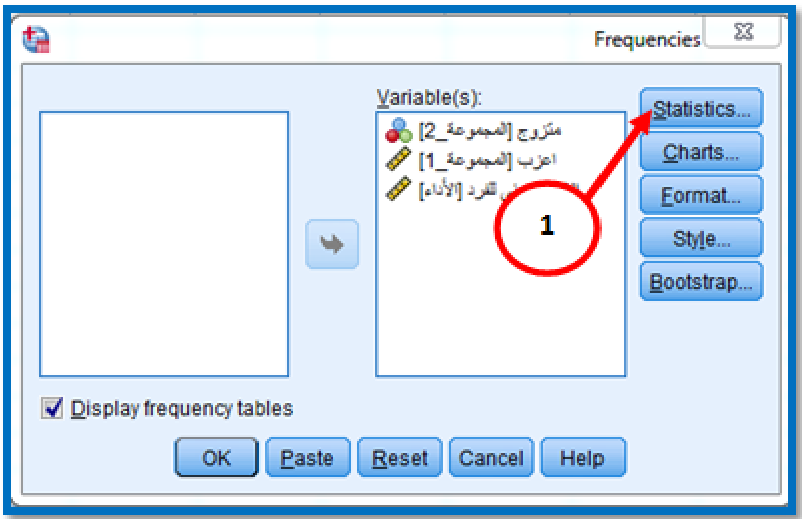
Analyze → Descriptive Statistics → Frequecies

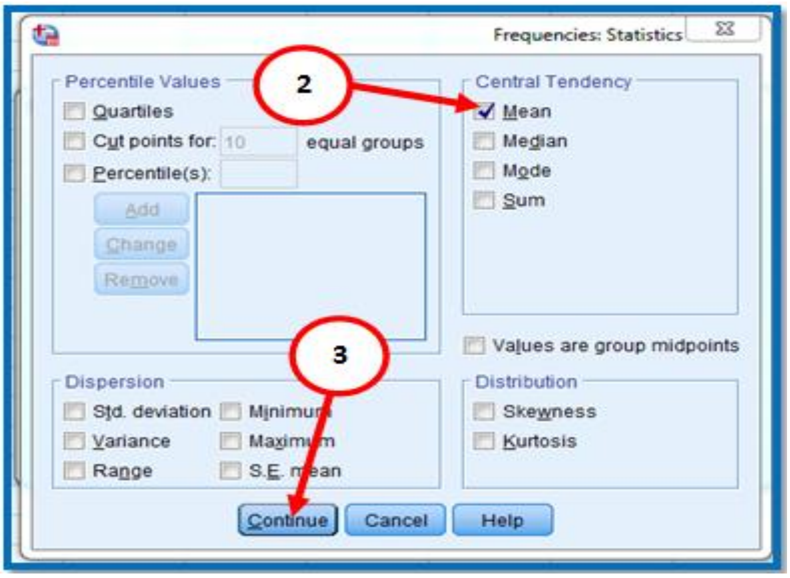


فيظهر المربع الحواري التالي نقوم بإدخال المتغيرات إلى خانة **Variable**



ثم من خلال خانة **statistics** نقوم بالتأشير على **Mean** ثم **Continue** ثم **Ok**





فتظهر لنا عدة جدول في صفحة **Output** نستخرج منه القيم الوصفية ونعوضها في المعادلة:

$\bar{x}_1$ المتوسط الحسابي للمجموعة الأولى = 13

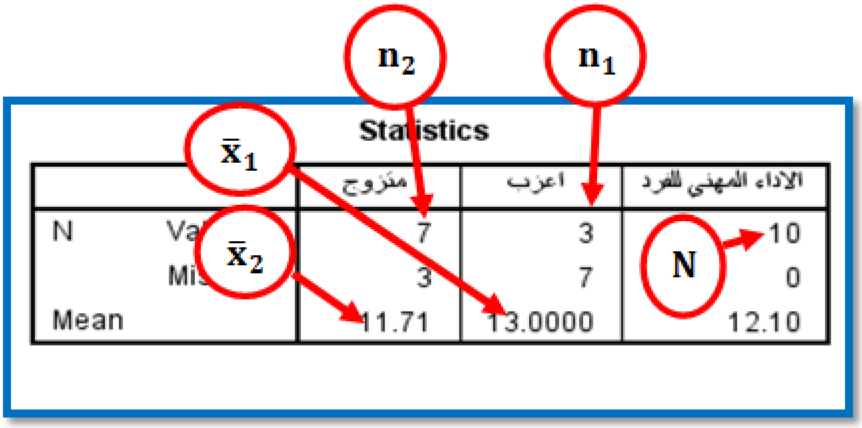
$\bar{x}_2$: المتوسط الحسابي للمجموعة الثانية = 11.71

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



<u>الحالة العاشرة</u>: وتحتوي بدورها على 3 أنواع

فروق + متغير تابع كمي + متغير مستقل مكون من مجموعتين

(دراسة الفروق في المتغير كمي بناءا على عينتين)

في هذه الحالة نستخدم اختبار ت T.test

وهو اختبار " ت" أو اختبار " **ستودنت**" لصاحبه العالم **ويليام جوست** (**1908**)، إذا توفرت للباحث مجموعتين فقط يمكنه أن يستخدم الاختبار" **ت t**" للمقارنة بين متوسطين تجريبين، وهدفه التأكد 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 البرامتري (سابقة الذكر) بالاضافة إلى:

- وجود مجموعتين فقط
- حجم العينتين متقارب ولا يقل عن 5

وهناك عدة أونواع من اختبار ت **t** وهي:

الحالة العاشرة: النوع الأول

فروق + متغير تابع كمي + متغير مستقل مكون من مجموعتين مستقلتين

(دراسة الفروق في المتغير كمي بناءا على عينتين مستقلتين عن بعضهما)

في هذه الحالة نستخدم اختبار ت T.test لعينتين مستقلتين

1− اختبار ت T.test لعينتين مستقلتين:

مثال: عن فرضية الفروق لعينتين مستقلتين يستخدم فيها اختبار ت لعينتين مستقلتين

توجد <u>فروق</u> في <u>الذكاء</u> تعزى <u>للجنس (ذكور،إناث)</u> 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 الاناث ولا يشتركان مع بعضمهما، لذلك في هذه الحالة نستخدم اختبار ت t لعينتين مستقلتين.

ويمكن حسابها من خلال القانون التالي:

$$T = \frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{\sqrt{\frac{(n1-1)s_1^2+(n2-1)s_2^2}{(n1+n2)-2} \times \left(\frac{1}{n1}+\frac{1}{n2}\right)}}$$

حيث $\bar{X}_1$: المتوسط الحسابي للعينة الأولى

$\bar{X}_2$: المتوسط الحسابي للعينة الثانية

s_1^2: تباين العينة الاولى

s_2^2: تباين العينة الثانية

$n1$: حجم العينة الأولى

$n2$: حجم العينة الثانية

وللتأكد من الدلالة الإحصائية لقيمة ت **t**نقوم بمقارنة **ت t** المحسوبة مع **ت t** الجدولية التي تستخرج من الجداول الإحصائية من خلال حساب درجة الحرية = $(n1 + n2) - 2$

- ✓ **بديل اختبار ت لعينتين مستقلتين:**

<u>البديل01: اذا لم تتوفر إحدى شروط الاحصاء البرامتري او كان المتغير التابع رتبي</u>

يمكن في هذه الحالة استخدام الاختبار البديل وهو اختبار **مان ويتني**.

ختبار مان–ويتني (Mann–Whitney U Test) U هو اختبار لا معلمي يُستخدم لمقارنة مجموعتين مستقلتين. يتم اللجوء إلى هذا الاختبار عندما لا تستوفي البيانات افتراضات الاختبارات المعلمية مثل اختبار t لمجموعتين مستقلتين. إليك الحالات التي يُستخدم فيها اختبار مان– ويتني بالتفصيل:

متى نستخدم اختبار مان–ويتني؟

- **عندما تكون البيانات غير موزعة طبيعياً:**

ستخدم عندما لا تكون البيانات موزعة طبيعياً، ولا يُفترض 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 فعّال أيضًا مع العينات الصغيرة، إذ لا يتطلب شروطًا صارمة كتلك التي يحتاجها اختبارt

البديل 02: اذا كان المتغير التابع اسمي

ذا كانت البيانات اسمية وترغب في مقارنة عينتين مستقلتين، فإن **اختبار t للعينتين المستقلتين** ليس مناسبًا، لأنه يتطلب بيانات كمية موزعة طبيعيًا. في هذه الحالة، نستخدم اختبارات مخصصة للتعامل مع البيانات الاسمية. والبديل المناسب هو: **اختبار كاي تربيع للاستقلالية** (كا²)

متى يُستخدم اختبار كاي تربيع للاستقلالية (كا²) (χ2 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 ت t لعينتين مستقلتين يدويا:

مثال تطبيقي:

من أجل التأكد من وجود فروق في الذكاء بين الذكور والإناث لدى طلبة كلية العلوم، قمنا باختبار لمعرفة ذلك حيث كان عدد الذكور 08 وعدد الإناث 10 وكانت النتائج كالتالي:

المطلوب: حساب اختبار ت والتأكد من الفروق في الذكاء التي تعزى للجنس؟

الأفراد	X1 الذكور	X2 الإناث	$x1-\bar{x}$	$(x1-\bar{x})^2$	$x2-\bar{x}$	$(x2-\bar{x})^2$
01	5	7	1-	1	0.4	0.16
02	9	8	3	9	1.4	1.96
03	6	7	0	0	0.4	0.16
04	8	6	2	4	0.6-	0.36
05	2	5	4-	16	1.6-	2.56
06	6	4	0	0	2.6-	6.76
07	7	9	1	1	2.4	5.76
08	5	7	1-	1	0.4	0.16
09		9			2.4	5.76
10		4			2.6-	6.76
Σ	**48**	**66**		**32**		**30.4**
المتوسط الحسابي	**6**	**6.6**				

أولا: نقوم بحساب المتوسط الحسابي للعينتين من خلال القانون : $\bar{x} = \frac{\sum xi}{n}$

المتوسط الحسابي للعينة الأولى(ذكور): $\overline{x_1} = \frac{\sum x1}{n} = \frac{48}{8} = 6$

المتوسط الحسابي للعينة الثانية(ذكور): $\overline{x_2} = \frac{\sum x2}{n} = \frac{66}{108} = 6.6$

ثانيا: نقوم بحساب التباين للعينتين وفق القانون التالي: $s^2 = \frac{\Sigma(x_i - \bar{x})^2}{n-1}$

تباين العينة الأولى(ذكور): $s_1{}^2 = \frac{\Sigma(x_1 - \bar{x})^2}{n-1} = \frac{32}{8-1} = 4.57$

تباين العينة الثانية(إناث): $s_2{}^2 = \frac{\Sigma(x_2 - \bar{x})^2}{n-1} = \frac{30.4}{10-1} = 3.37$

ثالثا: حساب قيمة ت المحسوبة لعينتين مستقلتين من خلال القانون:

$$T=\frac{\bar{X}_1-\bar{X}_2}{\sqrt{\frac{(n1-1)s_1^2+(n2-1)s_2^2}{(n1+n2)-2}\times\left(\frac{1}{n1}+\frac{1}{n2}\right)}}=\frac{6-6.6}{\sqrt{\frac{(8-1)4.57+(10-1)3.37}{(8+10)-2}\times\left(\frac{1}{8}+\frac{1}{10}\right)}}$$

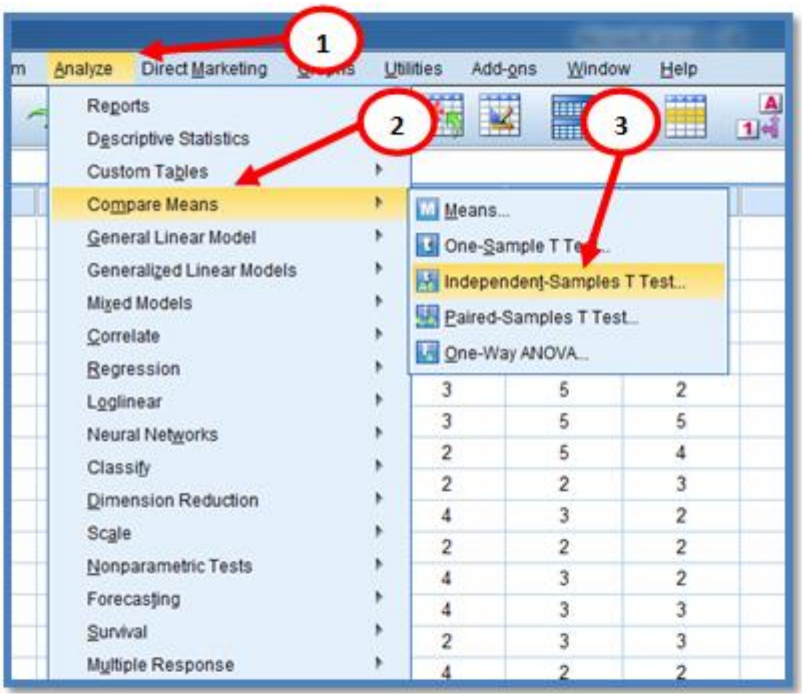
$$\frac{-0.6}{\sqrt{3.89\times 0.225}}=-0.64$$

يجب إيجاد **ت** الجدولية عند درجة الحرية = $(n1+n2)-2$= $(8+10)-2=16$ ومستوى الدلالة 0.05 وهي تساوي 2.120 ، إذا 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 فأننا نتقبل الفرض الصفري 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 ت t لعينتين مستقلتين باستخدام Spss:

لحساب اختبار ت t لعينتين مستقلتين نتبع الخطوات التالية:

Analyze ⟶ Compare Means ⟶Independent –Samples T Test



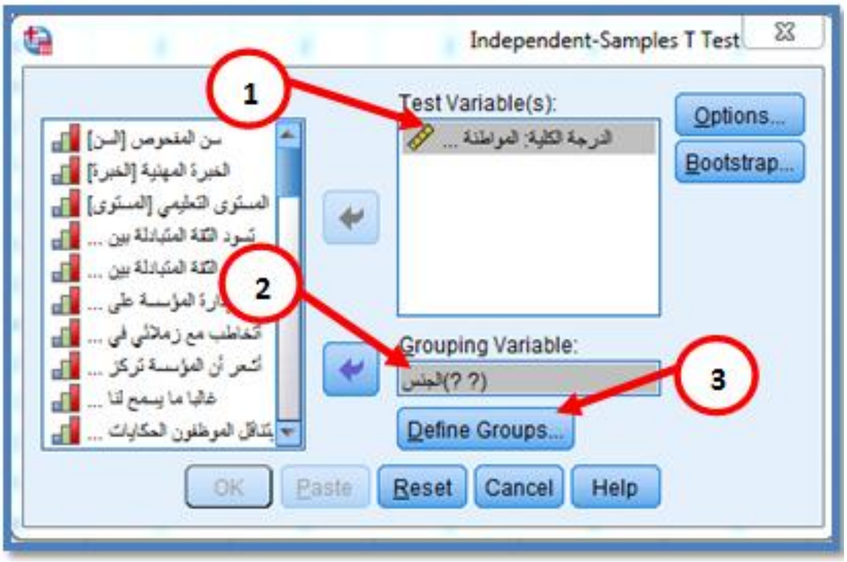
فيظهر لنا المربع الحواري التالي:

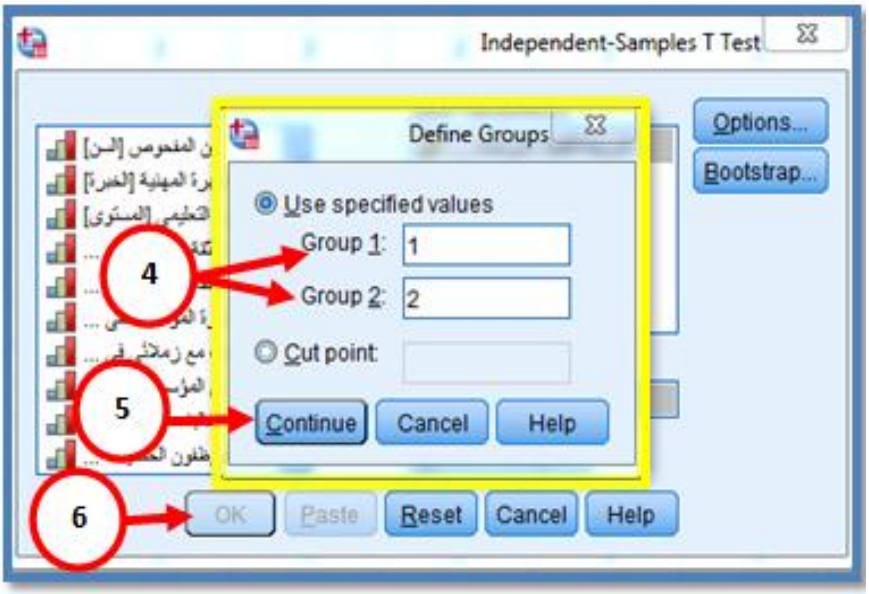
في خانة **Test Variable** نضع المتغير المراد دراسة فروق فيه وليكن متغير المواطنة التنظيمية

وفي خانة **Grouping Variable** نضع في المجوعتين مثل الجنس (ذكر، أنثى)

ثم من خلال أيقونة **Define Groups** نقوم بتعريف المجموعات كالتالي:

1 **Group** بالرقم 1(ذكر) / 2 **Group** بالرقم 2(أنثى) ثم **Continue** ثم **Ok**





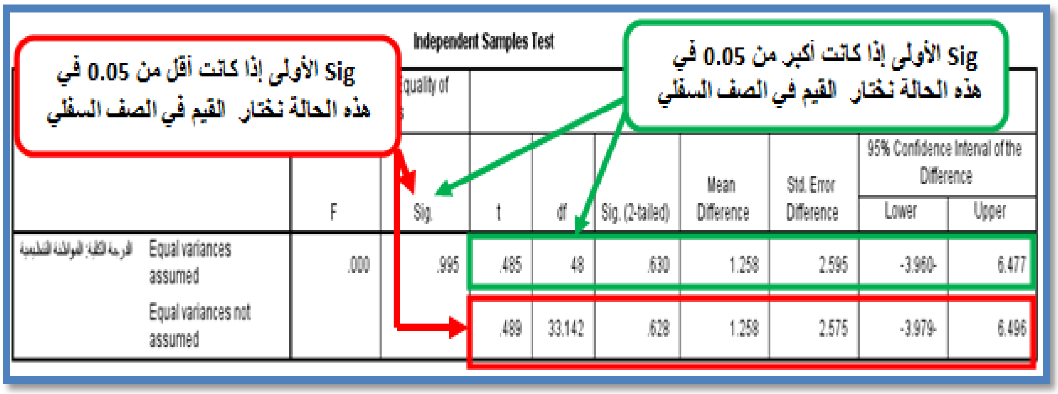
فتظهر لنا عدة جداول في صفحة **Output**

الجدول الأول: هو الجدول الوصفي للاختبار يحتوي على: عدد العينة في كل مجموعة – المتوسط الحسابي – الانحراف المعياري.

Group Statistics

	جنس المفحوص	N	Mean	Std. Deviation	Std. Error Mean
الدرجة الكلية: المواطنة التنظيمية	ذكر	33	61.79	8.763	1.526
	انثى	17	60.53	8.552	2.074

الجدول الثاني:



Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means					95% Confidence Interval of the Difference	
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	Lower	Upper
الدرجة الكلية: المواطنة التنظيمية	Equal variances assumed	.000	.995	.485	48	.630	1.258	2.595	-3.960-	6.477
	Equal variances not assumed			.489	33.142	.628	1.258	2.575	-3.979-	6.496

أولا نشاهد قيمة Sig الأولى إذا كانت :

Sig > 0.05 في هذه الحالة نختار القيم في الصف السفلي، أما إذا كانت 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 :

t = 0.48 ، 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 الصفري ونرفض البديل ونقول لا توجد فروق ذات دلالة إحصائية في المواطنة التنظيمية تعود للجنس عند أفراد عينة الدراسة.

– أما لو كانت **Sig (2.tailed) أقل من 0.05** في هذه الحالة نرفض الفرض الصفري ونقبل الفرض البديل ونقول توجد فروق ذات دلالة إحصائية في المواطنة التنظيمية تعود للجنس عند أفراد عينة الدراسة.

الحالة العاشرة: النوع الثاني

فروق + متغير تابع كمي + متغير مستقل مكون من مجموعتين مترابطتين

(دراسة الفروق في المتغير كمي بناءا على عينتين مترابطتين)

في هذه الحالة نستخدم اختبار ت T.test لعينتين مترابطتين

1– اختبار ت t لعينتين مترابطتين:

مثال1:عن فرضية الفروق لعينتين مترابطتين يستخدم فيها اختبار ت لعينتين مترابطتين

– توجد **فروق** في **التحصيل الدراسي** **لطلبة العلوم الاجتماعية قبل وبعد تطبيق البرنامج التدريبي**

فروق + متغير تابع كمي + مجموعتين مترابطتين (نفس الطلبة بقياسين مختلفين)

= اختبار ت لعينتين مترابطتين

– يوجد تأثير للبرنامج التدريبي 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 التدريبي)، يتكون من قياسين القياس القبلي والقياس البعدي أي نفس مجموعة الطلبة لكن بقياسين مختلفين (قبلي وبعدي)، أي أن المجموعتين مترابطتين بنفس الخصائص ويشتركان مع بعضمهما، لذلك في هذه الحالة نستخدم اختبار ت t لعينتين مترابطتين.

ويمكن حسابها من خلال القانون التالي: $T = \frac{\bar{d}}{\frac{S_d}{\sqrt{n}}}$

حيث : n: حجم العينة

$\bar{d}$: متوسط الفرق بين المشاهدات ويتم حسابه وفق القانون التالي: $\bar{d} = \frac{\sum d}{n}$

S_d: الانحراف المعياري للمشاهدات ويتم حسابه وفق القانون التالي: $S_d = \sqrt{\frac{\sum d^2 - n\bar{d}^2}{n-1}}$

وللتأكد من الدلالة الإحصائية لقيمة **ت** **t**نقوم بمقارنة **ت** **t** المحسوبة مع **ت** **t** الجدولية التي تستخرج من الجداول 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 تجريبين لملاحظة تأثير الحاليتن على نتائج أفراد العينة.

مثال:نفس مجموعة الطلبة نقوم باجراء اختبار لقياس تحصيلهم في مادة الاحصاء ثم نقوم باجراء اختبار لقياس تحصيلهم في مادة الرياضيات، ثم نقارن هل توجد فروق في تحصيلهم للمادتين.

الحالة (أ) – اختبار في مادة الاحصاء

أفراد العينة

الفرق بين التحصيلين

الحالة(ب)–اختبار في مادة الرياضيات

الحالة الثانية: تحدث هذه الحالة عندما نقوم باختبار قبلي 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 نقوم باجراء اختبار لقياس تحصيلهم الدراسي 1 **(قياس قبلي)** 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.

(بوحفص،2011،ص، 184)

✓ **بديل اختبار ت لعينتين مترابطتين:**

البديل01: **<u>اذا لم تتوفر إحدى شروط الاحصاء البرامتري او كان المتغير التابع رتبي</u>**

في هذه الحالة يمكن استخدام الاختبار البديل وهو اختبار **ويلكوكسون للرتب الموقعة** .

اختبار ويلكوكسون للرتب الموقعة (Wilcoxon Signed-Rank Test) هو اختبار لا معلمي يُستخدم لمقارنة القيم المرتبطة في عينتين متطابقتين أو زوجيتين، ويعد بديلاً لاختبار t للعينات المرتبطة عندما لا يتم استيفاء افتراضات التوزيع الطبيعي. إليك الحالات التي يُستخدم فيها اختبار ويلكوكسون للرتب الموقعة بالتفصيل:

متى نستخدم اختبار ويلكوكسون للرتب الموقعة؟

- **عند مقارنة مجموعتين مرتبطتين:**

يُستخدم للاختبارات التي تتضمن قياسين على نفس المجموعة، مثل قبل وبعد العلاج، أو الاختبارات المتكررة 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.

البديل02: **اذا كان المتغير التابع اسمي**

عندما تكون البيانات اسمية ونرغب في مقارنة عينتين مترابطتين (مثل نفس المجموعة قبل وبعد التدخل)، فإن **اختبار t للعينتين المترابطتين** ليس مناسبًا. 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 مترابطتين أو مكررتين:**

يُستخدم لاختبار التغييرات في النسب بين قياسين مترابطين، مثل قياس نفس الأشخاص قبل وبعد التدخل أو العلاج.

- **عند التعامل مع البيانات الاسمية الثنائية:**

مناسب للبيانات الاسمية الثنائية (مثل النجاح/الفشل، الموافقة/الرفض)

- **دراسة التغييرات أو التحولات بين الفئات:**

يُستخدم عندما تريد معرفة ما إذا كان هناك تغيير ذو دلالة إحصائية في الردود بين حالتين لنفس المجموعة.

2- حساب اختبار ت t لعينتين مترابطتين يدويا:

مثال تطبيقي:

من أجل التأكد من فعالية برنامج تدريبي لتنمية مهارات التحصيل قام باحث بقياس هاته المهارات قبل تطبيق البرنامج على 10 طلبة، وثم قام بتطبيق هذا البرنامج وقام بقياس بعد تطبيق البرنامج فكانت النتائج كالتالي:

المطلوب: حساب اختبار ت والتأكد هل توجد فروق في التحصيل الدراسي قبل وبعد تطبيق البرنامج؟

الأفراد	X1 قبل التطبيق	X2 بعد التطبيق	d=x1-x2	d^2
01	15	14	1	1
02	19	18	1	1
03	16	17	−1	1
04	8	9	−1	1
05	12	15	−3	9
06	6	5	1	1
07	17	19	−2	4
08	9	12	−3	9
09	12	14	−2	4
10	5	10	−5	25
Σ	**119**	**133**	−14	56
المتوسط الحسابي			**1.4-**	

أولا: نقوم بحساب المتوسط الحسابي للفرق بين المشاهدات وفق القانون التالي:

$$\bar{d} = \frac{\sum d}{n} = \frac{-14}{10} = \mathbf{-1.4}$$

ثانيا: نقوم بحساب الانحراف المعياري للمشاهدات وفق القانون التالي:

$$S_d = \sqrt{\frac{\sum d^2 - n\bar{d}^2}{n-1}} = \sqrt{\frac{56 - 10 \times (-1.4)^2}{10-1}} = \sqrt{4.04} = \mathbf{2.01}$$

ثالثا: نقوم بحساب " ت" لعينتين مترابطتين وفق القانون التالي:

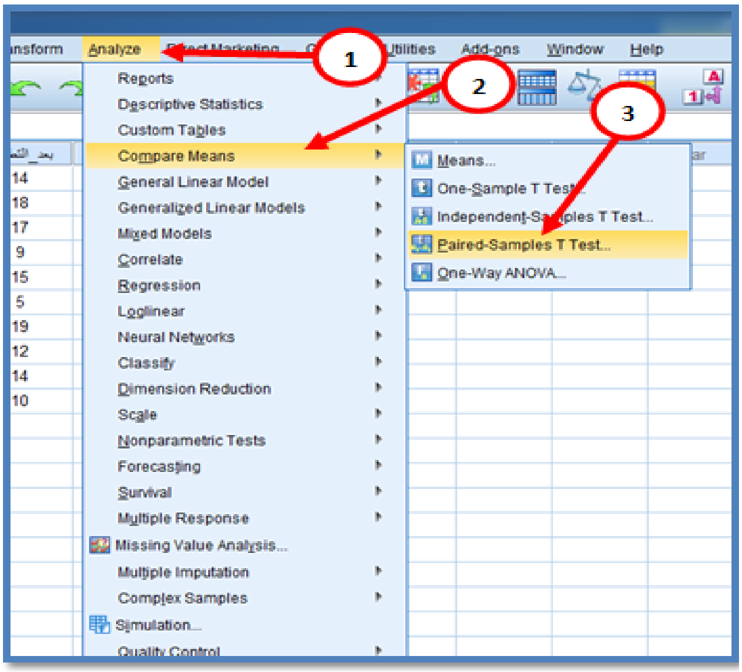
$$T = \frac{\bar{d}}{\frac{S_d}{\sqrt{n}}} = \frac{1.4}{\frac{2.01}{\sqrt{10}}} = \frac{1.4}{0.63} = \mathbf{2.22}$$

يجب إيجاد **ت** الجدولية عند درجة الحرية **(df)**= $n-1$ =10−1=9 ومستوى الدلالة 0.05 وهي تساوي **2.262** ، إذا فإن **ت** المحسوبة تساوي **2.22** وهي أقل من **ت** الجدولية فأننا نتقبل الفرض الصفري 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 .

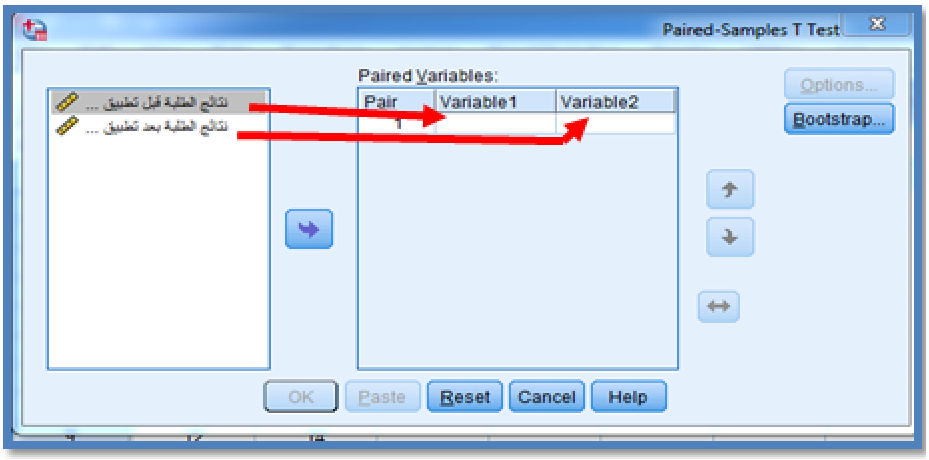
3− حساب اختبار ت t لعينتين مترابطتين باستخدام Spss:

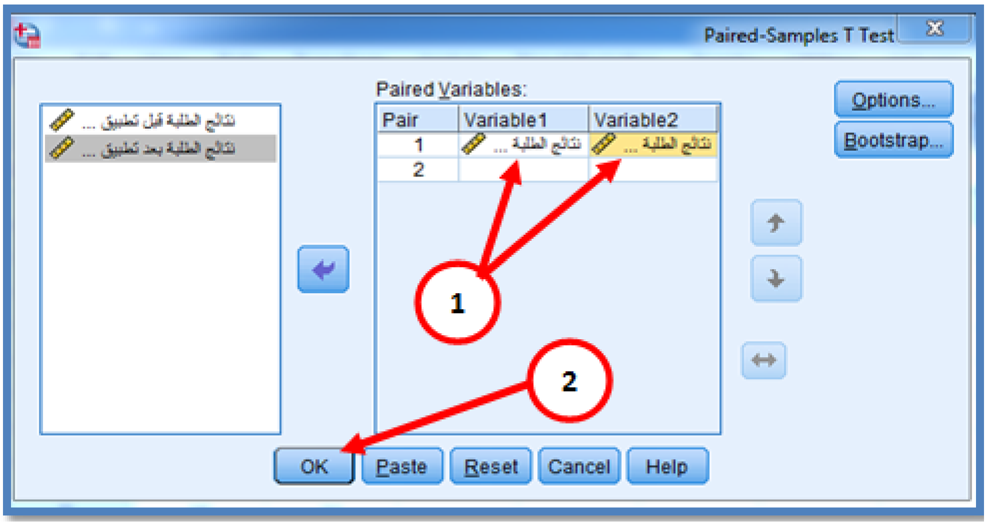
لحساب اختبار ت t لعينتين مترابطتين نتبع الخطوات التالية:

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**





فتظهر 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	نتائج الطلبة قبل تطبيق البرنامج	11.90	10	4.818	1.524
	نتائج الطلبة بعد تطبيق البرنامج	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	نتائج الطلبة قبل تطبيق البرنامج & نتائج الطلبة بعد تطبيق البرنامج	10	.909	.000

الجدول الثالث: يحتوي على عدة قيم مهمة منها:

- Meam = 1.4 وهذا يمثل الفرق بين المتوسطين
- Std.Deviation = 2.01 يمثل الانحراف المعياري للعينتين
- T = 2.20 تمثل قية الاختبار ت
- Df = 9 تمثل درجة الحرية

- Sig = 0.055 تمثل قيمة مستوى الدلالة وهي أكبر من 0.05، فأننا نقبل الفرض الصفري 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

		Paired Differences					t	df	Sig. (2-tailed)
		Mean	Std. Deviation	Std. Error Mean	95% Confidence Interval of the Difference				
					Lower	Upper			
Pair 1	نتائج الطلبة قبل تطبيق البرنامج - نتائج الطلبة بعد تطبيق البرنامج	-1.400-	2.011	.636	-2.839-	.039	-2.201-	9	.055

<u>الحالة العاشرة</u>: النوع الثالث

فروق + متغير تابع كمي + متغير مستقل مكون من مجموعة واحدة

(دراسة الفروق في المتغير كمي بناءا على متوسط مجموعة واحدة)

في هذه الحالة نستخدم اختبار ت T.test لعينة واحدة

1- اختبار ت t لعينة واحدة:

مثال:عن فرضية الفروق لعينة واحدة

- توجد <u>فروق</u> بين <u>متوسط معدلات الطلبة</u> و <u>معدل النجاح 10</u>

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"ت **t** " لعينة واحدة.

إذا نقوم باستخدام اختبار "ت **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

وللتأكد من الدلالة الإحصائية لقيمة " ت **t** " نقوم بمقارنة"**ت t**" المحسوبة مع"**ت t**" الجدولية التي تستخرج من الجداول الإحصائية من خلال حساب درجة الحرية (**df**)= $n-1$.

ملاحظة:*إذا كان تباين المجتمع مجهول نستخدم اختبار" ت T " أما إذا كان تباين المجتمع معلوم نستخدم اختبار"Z"*

✓ **بديل اختبار ت لعينة واحدة:**

البديل01: اذا لم تتوفر إحدى شروط الاحصاء البرامتري او كان المتغير التابع رتبي

عندما لا تستوفي البيانات افتراضات اختبار **t لعينة واحدة**، مثل التوزيع الطبيعي أو كانت بيانات المتغير التابع رتبية، يُستخدم اختبار لا معلمي كبديل. البديل الأكثر شيوعًا هو :اختبار ويلكوكسون للإشارة لعينة واحدة (Wilcoxon Signed-Rank Test)

متى يُستخدم اختبار ويلكوكسون للإشارة كبديل لاختبار t لعينة واحدة؟

- **عندما تكون البيانات غير موزعة طبيعياً:**

يُستخدم 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:**

يُستخدم عندما تريد مقارنة عينة من البيانات مع قيمة معيارية أو متوقعة، مثل اختبار ما إذا كان متوسط درجات الطلاب يختلف عن درجة معينة.

البديل02: اذا كان المتغير التابع اسمي

عندما تكون البيانات اسمية وترغب في اختبار ت لعينة واحدة، فإن **اختبار t** لا يناسب هذا النوع من البيانات لأنه يتطلب بيانات كمية.

في حالة البيانات الاسمية لعينة واحدة، يُستخدم اختبار يتناسب مع طبيعة البيانات الاسمية، وأبرز هذه الاختبارات هو: اختبار كاي تربيع لحسن المطابقة ($\chi 2$ Chi–Square Goodness of Fit Test)

متى يُستخدم 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.

عند التعامل مع البيانات الاسمية أو الفئوية:

يطبق على البيانات الاسمية (مثل الألوان المفضلة، الإجابات بنعم/لا) للتحقق مما إذا كانت الفئات موزعة بشكل عشوائي أو وفقًا لتوزيع محدد.

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.

2- حساب اختبار ت t لعينة واحدة يدويا:

مثال تطبيقي:

لدينا نتائج معدلات الفوج 01 من قسم علم النفس مكون من 10 طلبة موضح في الجدول التالي، وكان لدينا معدل طلبة قسم علم النفس ككل هو 12.12.

المطلوب: حساب اختبار ت والتأكد هل توجد فروق بين متوسط معدلات طلبة الفوج 01 ومتوسط معدلات طلبة القسم ككل؟

الأفراد	X طلبة الفوج	$x_1 - \bar{x}$	$(x_1 - \bar{x})^2$
01	15	1	1
02	19	1	1
03	16	−1	1
04	8	−1	1
05	12	−3	9
06	6	1	1
07	17	−2	4
08	9	−3	9
09	12	−2	4
10	5	−5	25
Σ	**119**	−14	56
المتوسط الحسابي	**11.9**		

أولا: نقوم بحساب المتوسط الحسابي للعينة وفق القانون التالي:

$$\bar{X} = \frac{\sum X}{n} = \frac{119}{10} = \mathbf{11.9}$$

ثانيا: نقوم بحساب المتوسط الحسابي للمجتمع وفق القانون التالي:

$$\mu = \frac{\sum \mu}{n} = \mathbf{12.12}$$ (موجودة في المعطيات)

ثالثا: نقوم بحساب الانحراف المعياري للعينة وفق القانون التالي:

$$S = \sqrt{\frac{\Sigma(x_1 - \bar{x})^2}{n-1}} = \sqrt{\frac{208.9}{10-1}} = \sqrt{23.21} = \mathbf{4.81}$$

رابعا: نقوم بحساب اختبار " **ت** " لعينة واحدة من خلال القانون التالي:

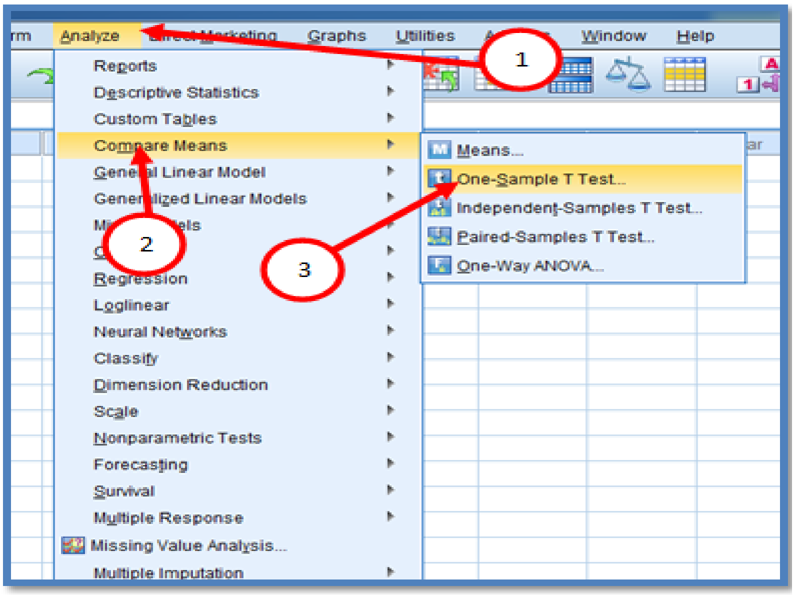
$$T = \frac{\bar{X} - \mu}{\frac{s}{\sqrt{n}}} = \frac{11.9 - 12.12}{\frac{4.81}{\sqrt{10}}} = \frac{-0.22}{1.52} = \mathbf{-0.14}$$

يجب إيجاد **ت** الجدولية عند درجة الحرية **(df)**= n −1= 10−1=9 ومستوى الدلالة 0.05 وهي تساوي **2.262** ، إذا فإن **ت** المحسوبة تساوي − **0.14** نلاحظ أن القيمة المطلقة لـ"**ت**" الجدولية أكبر من القيمة المطلقة لـ "**ت**" المحسوبة وبالتالي فإننا نقبل الفرض الصفري ونرفض البديل ونقول أنه لا توجد فروق بين متوسط معدلات طلبة الفوج 01 ومتوسط معدلات طلبة القسم ككل.

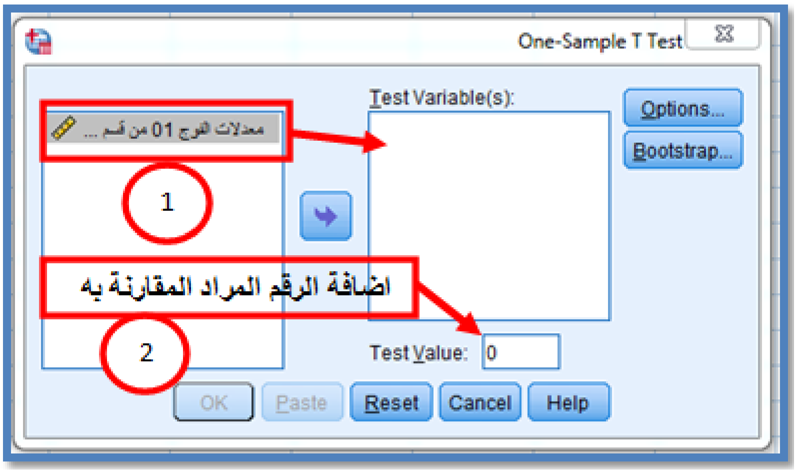
3− حساب اختبار ت t لعينة واحدة باستخدام Spss

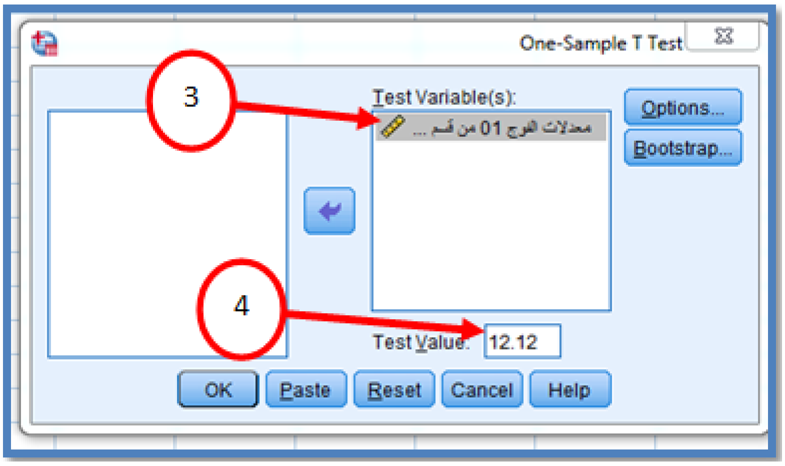
لحساب اختبار ت t لعينة واحدة نتبع الخطوات التالية:

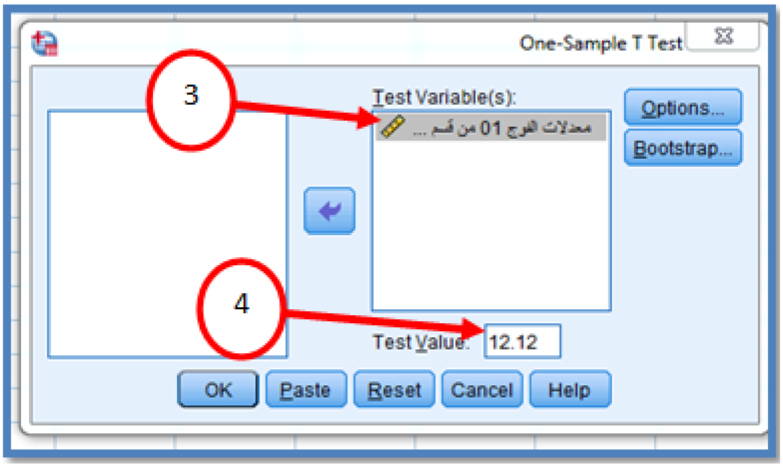
Analyze ⟶ Compare Means ⟶Paired –One - Samples T Test



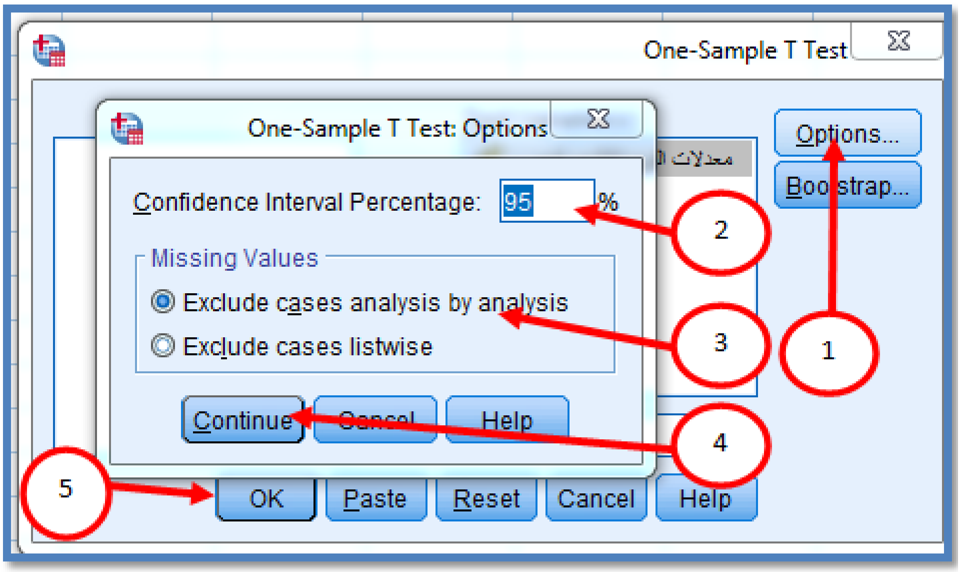
فيظهر لنا المربع الحواري التالي: نقوم بنقل المتغير المراد دراسته إلى خانة **Test Variable** ونضع في خانة **Test Value** الرقم المراد المقارنة به، في مثالنا هذا هو معدل 12.12







ثم من خلال أمر **Options** نختار النسبة 95% أو 99 % ونختار **Exclude cases analysis by analysis** ثم **Continue** ثم **Ok**



فتظهر 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:

- Meam Difference = 0.22 وهذا يمثل الفرق بين المتوسطين
- T = 0.14 تمثل قية الاختبار ت
- Df = 9 تمثل درجة الحرية
- Sig = 0.88 تمثل قيمة مستوى الدلالة وهي أكبر من 0.05، فإننا نقبل الفرض الصفري ونرفض البديل ونقول أنه لا توجد فروق بين متوسط معدلات طلبة الفوج 01 ومتوسط معدلات طلبة القسم ككل.

One-Sample Test

	Test Value = 12.12					
	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	95% Confidence Interval of the Difference Lower	Upper
معدلات الفوج 01 من قسم علم النفس	-.144-	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 بناءا 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 التدريبي) يتكون من ثلاثة مجموعات هي : (أقل من 5 سنوات) و(بين 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** لصاحبه العالم **روتاك فيشر (1918)**، وهو اختبار الفروق بين 3 متوسطات فأكثر للتأكد من أن الفروق بين هذه المتوسطات ذات دلالة إحصائية، ويتكون تحليل التباين من التباين بين المجموعات أي الاختلاف بين الأفراد في كل المجموعات والتباين داخل المجموعات أي الاختلاف بين الأفراد داخل كل مجموعة على حدى.**(عبان، تحليل التباين الأحادي الاتجاه،2020)**

لاستخدام هذا الاختبار يجب أن تتحقق شروط الاحصاء البرامتري (سابقة الذكر) بالاضافة إلى:

- وجود أكثر من مجموعتين (3 فما فوق)
- المتغير التابع كمي
- استقلالية المجموعات في المتغير المستقل

أنواعه: لديه الكثير من الأنواع اهمها

- **تحليل التباين الاحادي:One way Anova** اذا كان المتغير المستقل واحد ويتكون من 3 مجموعات فما فوق ومتغير تابع واحد كمي **(وهو الاكثر استخداما 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

nالعدد الكلي للأفراد

2- نقوم بحساب مجموع المربعات بين المجموعات وفق القانون التالي:

$$\text{مجموع المربعات بين المجموعات} = \frac{(\sum x_1)^2}{n_1} + \frac{(\sum x_2)^2}{n_2} + \cdots + \frac{(\sum x_k)^2}{n_k} - \frac{(\sum x)^2}{N}$$

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 والبواقي): ويتم ذلك من خلال القانون التالي:

مجموع المربعات داخل المجموعات = مجموع المربعات الكلي- 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 للتباين 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،

أي $MSB = \frac{SSB}{K-1}$

متوسط المربعات داخل المجموعات = مجموع المربعات بين المجموعات÷ درجة الحرية

أي $MSW = \frac{SSW}{N-K}$

6−حساب النسبة الفائية F: ويتم حسابها كما يلي:

F= متوسط المربعات بين المجموعات / متوسط المربعات داخل أي $F = \frac{MSB}{MSW}$

ويتم تلخيص العمليات الحسابية من خلال الجدول التالي:

مصدر التباين Source	مجموع المربعات Sum Of Squares	درجات الحرية	متوسط المربعات Mean Of Squares	F المحسوبة
بين المجموعات SS Between Groups	$SSB = \frac{(\sum x_1)^2}{n_1} + \frac{(\sum x_2)^2}{n_2} + \cdots + \frac{(\sum x_k)^2}{n_k} - \frac{(\sum x)^2}{N}$	df = K-1	$MSB = \frac{SSB}{K-1}$	$\frac{MSB}{MSW}$
داخل المجموعات SS Within Groups	SSW= Total – SS Between	df= N – K	$MSW = \frac{SSW}{N-K}$	
التباين 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 وF المحسوبة

✓ **بديل اختبار تحليل التباين الأحادي (ANOVA) :**

البديل01: اذا لم تتوفر إحدى شروط الاحصاء البرامتري 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 رتبية .

البدائل الأكثر شيوعًا لاختبار ANOVA هو اختبار كروسكال والاس

متى يُستخدم اختبار كروسكال والاس (Kruskal–Wallis H Test) ؟

- **البيانات غير موزعة طبيعيًا**: عندما لا تتحقق افتراضات التوزيع الطبيعي للبيانات.
- **عدم تجانس التباين**: إذا كانت المجموعات لا تظهر تباينًا متجانسًا.
- **البيانات الترتيبية**: يُستخدم مع البيانات الترتيبية أو الرتبية، أو مع البيانات الكمية التي لا تحقق افتراضات ANOVA.

كيفية عمله:

يُقارن رتب البيانات بين ثلاث مجموعات أو أكثر لتحديد ما إذا كانت هناك فروق ذات دلالة إحصائية بين المجموعات.

البديل 02: اذا كان المتغير التابع اسمي

للبيانات الاسمية البحتة، يُفضل استخدام **اختبار كاي تربيع** أو **اختبار فيشر الدقيق** بناءً على حجم العينة وتوزيع البيانات، **اختبار كاي تربيع للاستقلالية** **(χ2 Chi-Square Test of Independence)** يمكن استخدامه للتعامل مع أكثر من مجموعتين. هذا الاختبار يُستخدم 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 يدويا:

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 تعزي للخبرة المهنية؟

$\bar{X}$	Σ	الأداء المهني										
6	36			9	8	3	4	5	7	x1	اقل من 5	الخبرة المهنية
4.1429	29		6	4	1	2	3	4	9	x2	بين 5 و15	
6.25	50	4	9	6	4	8	7	7	5	x3	أكثر من 15	
	244	0	0	81	64	9	16	25	49	$x1^2$		
	163	0	36	16	1	4	9	16	81	$x2^2$		
	336	16	81	36	16	64	49	49	25	$x3^2$		

أولا : نقوم المتوسطات الحسابية للمجموعات

$$\overline{x_1} = \frac{\sum x1}{n_1} = \overline{x_2} = \frac{\sum x2}{n_2}\frac{36}{6} = 6 = \overline{x_3} = \frac{\sum x3}{n_3}\frac{29}{7} = 4.14 = \frac{50}{8} = 6.25$$

ثانيا: نقوم بحساب مجموع المربعات بين المجموعات وفق القانون التالي: (لدينا 3 مجموعات)

$$\text{مجموع المربعات بين المجموعات} = \frac{(\sum x_1)^2}{n_1} + \frac{(\sum x_2)^2}{n_2} + \frac{(\sum x_3)^2}{n_3} - \frac{(\sum x)^2}{n}$$

$$= \frac{(36)^2}{6} + \frac{(29)^2}{7} + \frac{(50)^2}{8} - \frac{(36+29+50)^2}{6+7+8}$$

$$= 216 + 120.14 + 312.5 - 629.76 = 18.88$$

ثالثا: حساب مجموع المربعات الكلي وفق القانون التالي:

$$\text{مجموع المربعات الكلي} = \sum x^2 - \frac{(\sum x)^2}{n} = (244 + 163 + 336) - \frac{(36+29+50)^2}{6+7+8}$$

$$= 743 - 629.76 = 113.24$$

رابعا: حساب مجموع المربعات داخل المجموعات (الخطأ والبواقي): ويتم ذلك من خلال القانون التالي:

مجموع المربعات داخل المجموعات = مجموع المربعات الكلي− مجموع المربعات بين المجموعات

مجموع المربعات داخل المجموعات = 113.24− 18.88

مجموع المربعات داخل المجموعات = **94.35**

ويتم تلخيص العمليات الحسابية في الجدول التالي:

مصدر التباين *source*	مجموع المربعات *Sum of Squares*	درجات الحرية *df*	متوسط المربعات *Mean of Squares*	*F* المحسوبة	*F* الجدولية
بين المجموعات *Ss between groups*	18.88	2	9.44	1.80	3.55
داخل المجموعات *Ss within groups*	94.35	18	5.24		
التباين الكلي *total*	113.24	20			

خامسا: حساب درجات الحرية:

درجة الحرية بين المجموعات= K (عدد المجموعات) −1 =3−1=2

درجة الحرية داخل المجموعات: N −K = 21− 3 = 18

درجة الحرية للتباين الكلي= المجموع الكلي للأفراد -1: $N - 1 = 21 - 1 = 20$

سادسا: حساب متوسط المربعات:

متوسط المربعات بين المجموعات = مجموع المربعات ÷ درجة الحرية = $18.88 \div 2 = 9.44$

متوسط المربعات داخل المجموعات = مجموع المربعات ÷ درجة الحرية = $94.35 \div 18 = 5.24$

سابعا: إيجاد قيمة F المحسوبة وفق القانون التالي: $F = \dfrac{\text{متوسط المربعات بين المجموعات}}{\text{متوسط المربعات داخل}}$

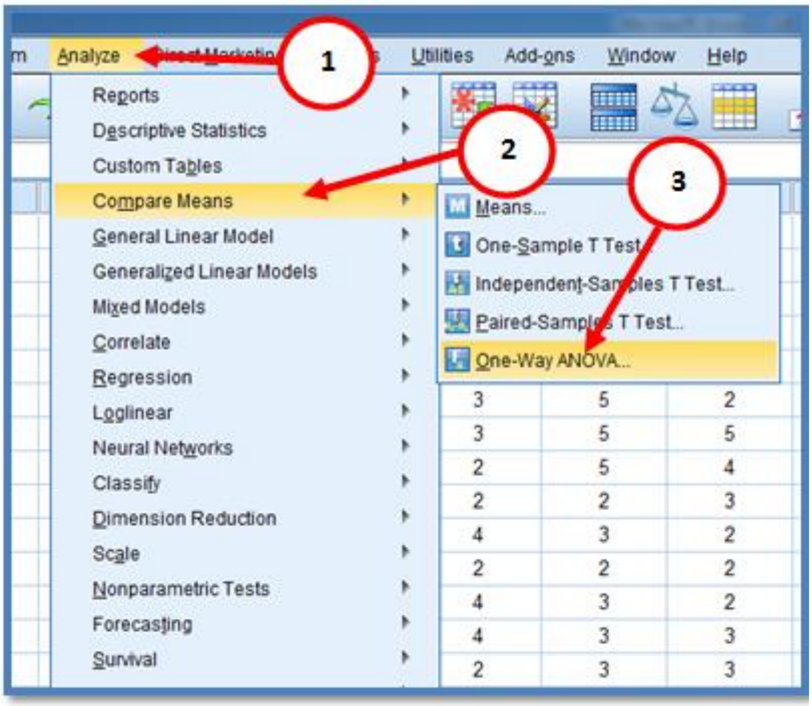
$$F = \frac{\mathbf{9.44}}{\mathbf{5.24}} = \color{red}{1.80}$$

يجب إيجاد **F** الجدولية عند درجة الحرية **(df) البسط** $K=$ (عدد المجموعات) $-1 = 3 - 1 = \mathbf{2}$، عند درجة الحرية **(df) المقام** $N - K = 21 - 3 = 18$ ومستوى الدلالة 0.05. ونجدها تساوي $\mathbf{3.55}$ ، إذا فإن **F** المحسوبة تساوي $\mathbf{1.80}$ وهي أقل من القيمة الجدولية 3.55 فإننا نتقبل الفرض الصفري ونرفض البديل ونقول أنه لا توجد فروق أداء الموظفين تعزى للخبرة المهنية.

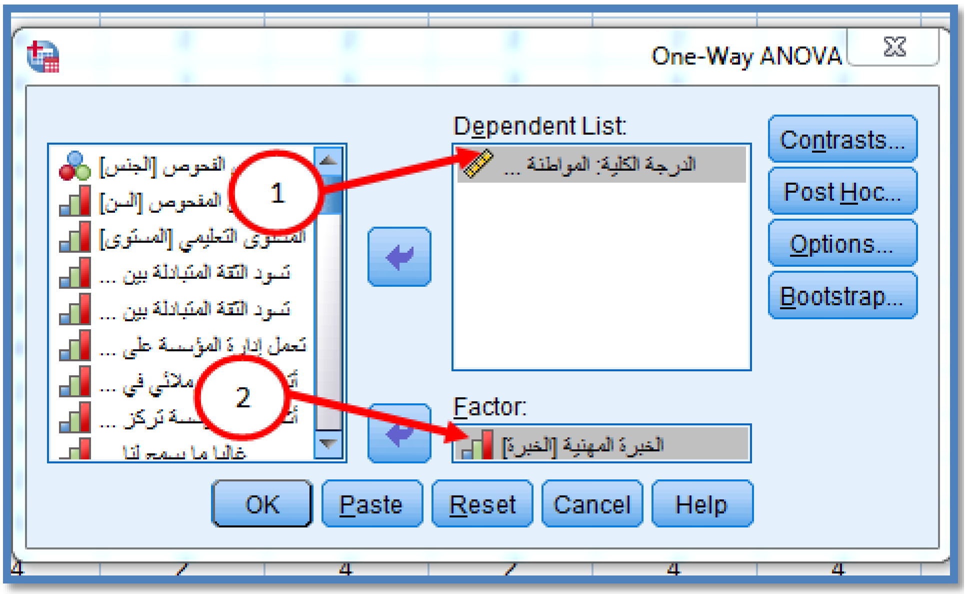
3- حساب اختبار F تحليل التباين الأحادي Anova باستخدام Spss:

لحساب اختبار F تحليل التباين الأحادي Anova نتبع الخطوات التالية:

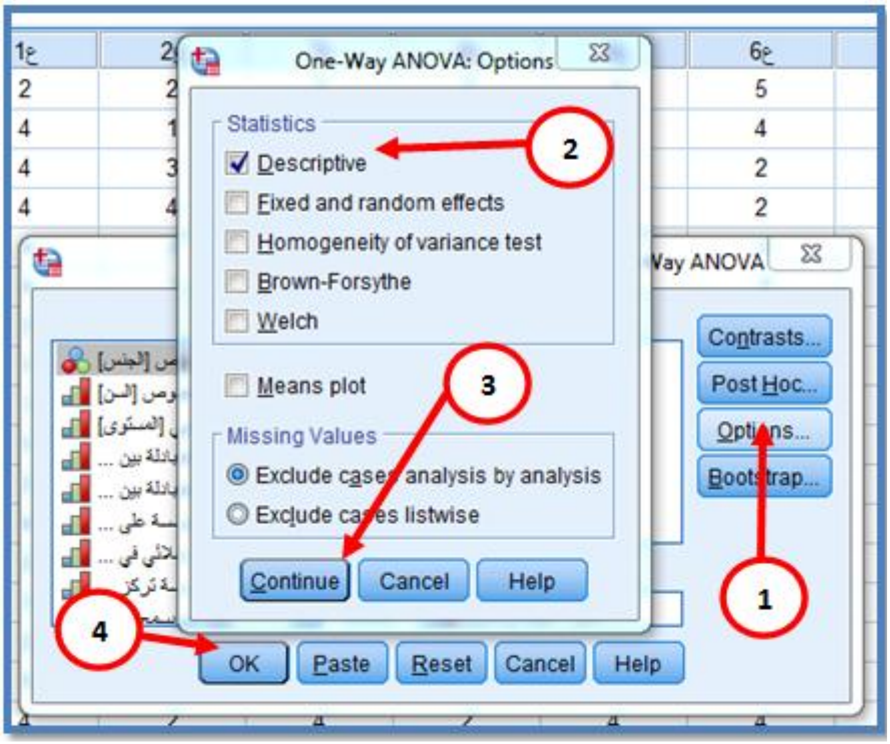
Analyze ⟶ Compare Means ⟶One-Way ANOVA



فيظهر لنا المربع الحواري التالي: نقوم بنقل المتغير المراد دراسته إلى خانة **Dependent List** وليكن مثلا المواطنة التنظيمية ونضع في خانة **Factor** المجموعات المراد دراسة الفروق بينهم (أكثر من 3)، في مثالنا هذا هي الخبرة المهنية.



ثم من خلال أيقونة **Options** يظهر مربع حواري نختار منه **Descriptive** من أجل بعض المعلومات الإحصائية ثم **Continue** ثم **OK**



فتظهر لنا عدة جداول في صفحة **Output**

الجدول الأول: هو الجدول الوصفي للاختبار يحتوي على: عدد العينة – المتوسط الحسابي– الانحراف المعياري، لكل مجموعة على حدى ولكل العينة .

Descriptives

الدرجة الكلية: المواطنة التنظيمية

	N	Mean	Std. Deviation	Std. Error	95% Confidence Interval for Mean		Minimum	Maximum
					Lower Bound	Upper Bound		
اقل من 5 سنوات	6	62.50	11.845	4.836	50.07	74.93	43	77
من 5 الى 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:

- Meam Difference = 0.22 وهذا يمثل الفرق بين المتوسطين
- F = 0.46 تمثل قية اختبار التحليل التباين
- Sig = 0.62 تمثل قيمة مستوى الدلالة وهي أكبر من 0.05، فإننا نقبل الفرض الصفري ونرفض البديل ونقول أنه لا توجد فروق في المواطنة التنظيمية تعزى للخبرة المهنية لدى أفراد عينة الدراسة.

ANOVA

الدرجة الكلية: المواطنة 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 الثاني عشر: وتحتوي بدورها على 2 أنواع

فروق + متغير نوعي + متغير مستقل مكون من مجموعات

(دراسة الفروق في المتغير نوعي بناءا على عدة متوسطات)

في هذه الحالة نستخدم اختبار كاف تربيع (كا^2) (X^2)

وهي مجموعة من معاملات الفروق التي نلجأ إليها في حالة عدم تتحقق شروط الإحصاء البرامتري ودورها دراسة الفروق بين المجموعات لمتغيرات الدراسة .

ومن أشهر هذه الاختبارات نجد اختبار كاف تربيع **(كا²) (X^2)** وهو يعد من أهم اختبارات الدلالة الإحصائية وأكثرها شيوعا لأنها لا تعتمد على شكل التوزيع، ولذا فهي تعد من المقاييس اللابرامترية أي مقاييس التوزيعات الحرة، وترجع النشأة الأولى لاختبار كا ² إلى البحث الذي نشره كارل بيرسون في أوائل القرن العشرين. حيث يعتبر من الاختبارات اللابرامترية التي تستخدم في تحليل البيانات الاسمية والرتبية المصنفة بمقياس اسم ي أو مقياس رتبي ويصلح لمعالج ة البيانات النوعية التي تكون على شكل تكرارات بمجموعات أو أصناف معيزة. **(القصاص،2007،ص271)**

شروطه:

- قيمه كاف تربيع دائما تكون موجبه
- أن تكون البيانات على شكل تكرارات وليس نسبا مئوية أو كسورا
- 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:

<u>الحالة الثاني عشر</u>: النوع الأول

1-كا² لعينة واحدة (حسن المطابقة):

مثال1: عن فرضية كا² لعينة واحدة (حسن المطابقة)**: لدراسة الفروق بين التكرارات المتوقعة والحقيقية لنفس أفراد العينة:**

رأي <u>الطلبة</u> هل هم <u>سعداء أو غير سعداء</u> في الجامعة

نفس العينة رأيين (مجموعتين)

في هذا المثال نجد نفس الطالب أي أفراد العينة لكن بتفرعين 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 الحقيقية حول الموضوع ونجد هل هناك فروق بين هذه التكرارات أو لا.

مثال2: عن فرضية كا² لعينة واحدة (حسن المطابقة)**: لدراسة الفروق بين التكرارات المتوقعة والحقيقية لنفس أفراد العينة:**

رأي <u>المواطنين</u> حول الحجر الصحي <u>(موافق، غير موافق)</u>

نفس العينة رأيين (مجموعتين)

في هذا المثال نجد نفس أفراد العينة لكن بتفرعين 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 تفرعين 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 تربيع **(كا²) (X²) لعينة واحدة (حسن المطابقة) يدويا:**

مثال تطبيقي:

في دراسة لسبر آراء المواطنين حول الحجر الصحي (موافق، غير موافق) تحصلنا على النتائج التالية:

رأي المواطنين	موافق	غير موافق	المجموع
التكرارات	94	56	150

المطلوب: هل توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين الموافقين عن الحجر الصحي والغير موافقين؟

الحل:

أولا: إيجاد التكرارات المتوقعة

f_e التكرارات المتوقعة ($\frac{\text{المجموع الكلي}}{\text{عدد البدائل}}$) $= \frac{150}{2} = 75$

رأي المواطنين	التكرارات المشاهدة f_o	التكرارات المتوقعة f_e	$f_o - f_e$	$(f_e - f_o)^2$	$\frac{(f_e - f_o)^2}{f_e}$
موافق	94	$\frac{150}{2} = 75$	19	361	4.81
غير وافق	56	$\frac{150}{2} = 75$	19 −	361	4.81
$\sum$	**150**				**9.62**

ثانيا: حساب كا² لعينة واحدة (حسن المطابقة) بالمعادلة التالية:

$$x^2 = \sum \frac{(f_o - f_e)^2}{f_e} = 9.62$$

ثالثا: إيجاد قيمة كا² الجدولية: من أجل التأكد من الدلالة الإحصائية.

لدينا مستوى الدلالة 0.05

ولدينا درجة الحرية df = (عدد البدائل)−1=2−1=1

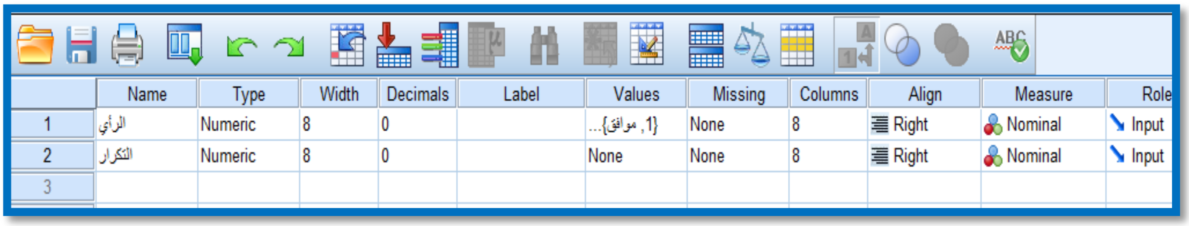
ومنه فإن قيمة كا² الجدولية تساوي ***3.84*** وهي أقل من قيمة كا² المحسوبة التي تساوي **9.62**، وبالتالي فإننا نرفض الفرض الصفري ونقبل البديل أي نؤكد وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين الموافقين والغير موافقين للحجر الصحي.

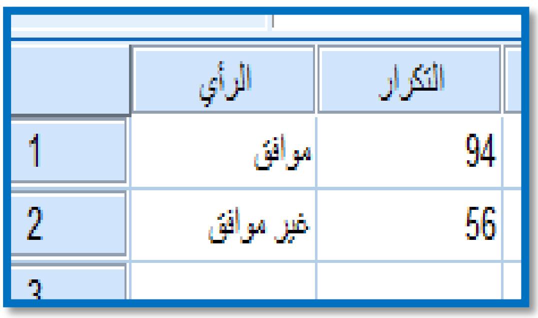
3− حساب اختبار كاف تربيع (كا²) (X^2) لعينة واحدة (حسن المطابقة) باستخدام Spss:

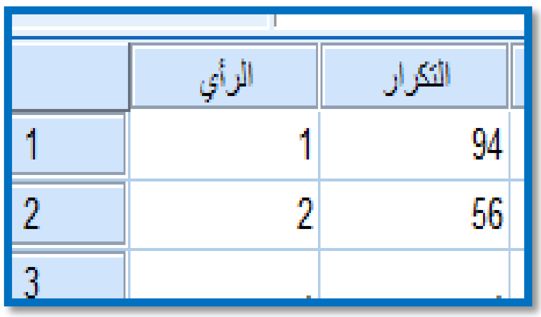
لدينا البيانات التالية:

رأي المواطنين	موافق	غير موافق	المجموع
التكرارات	94	56	150

أولا : نقوم بإدخال البيانات للبرنامج بهذا الشكل

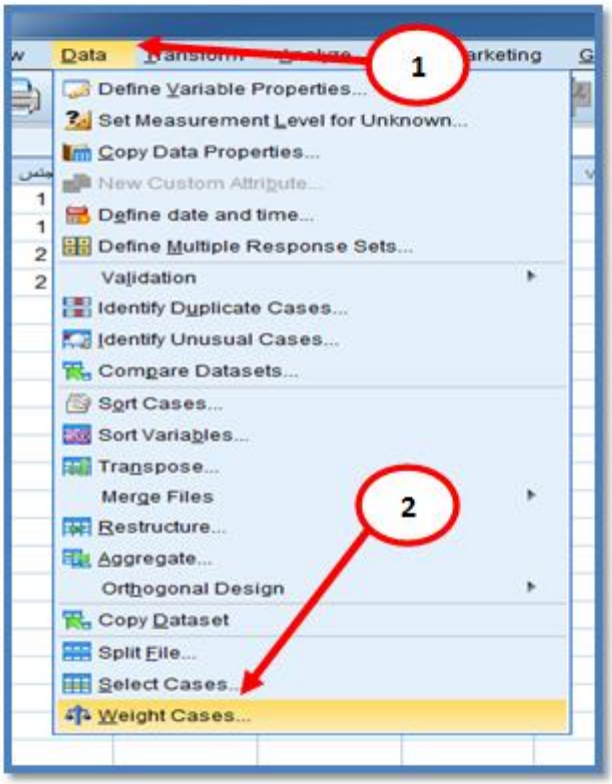




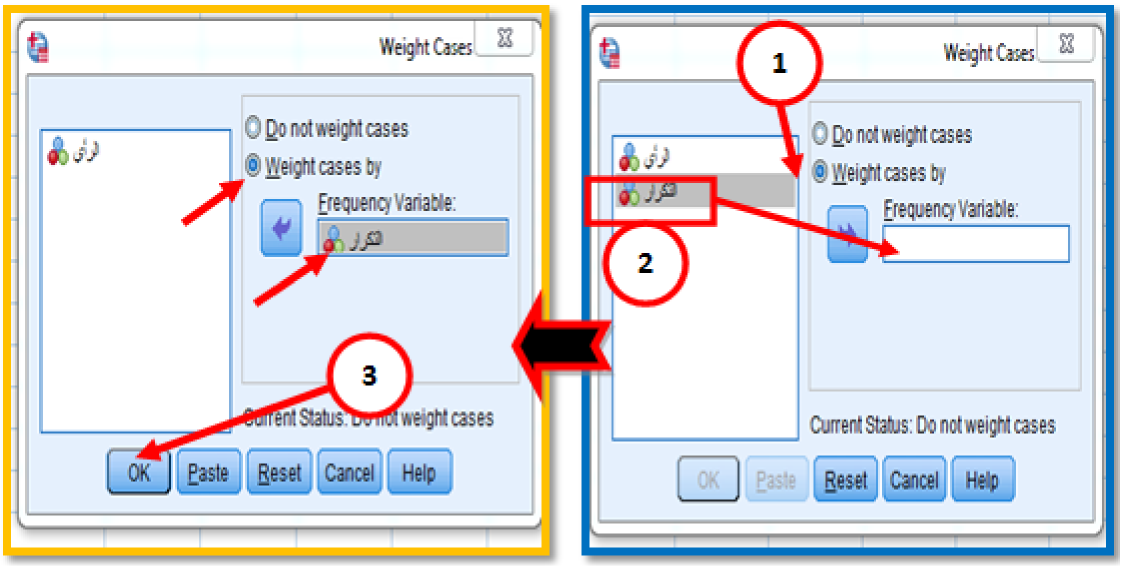


ثانيا: نقوم بتعريف البرنامج المتغير الثاني في الصفحة عبارة عن تكرارات حتى يتعامل البرنامج مع ذلك بالخطوات التالية:

Data → Weight Cases

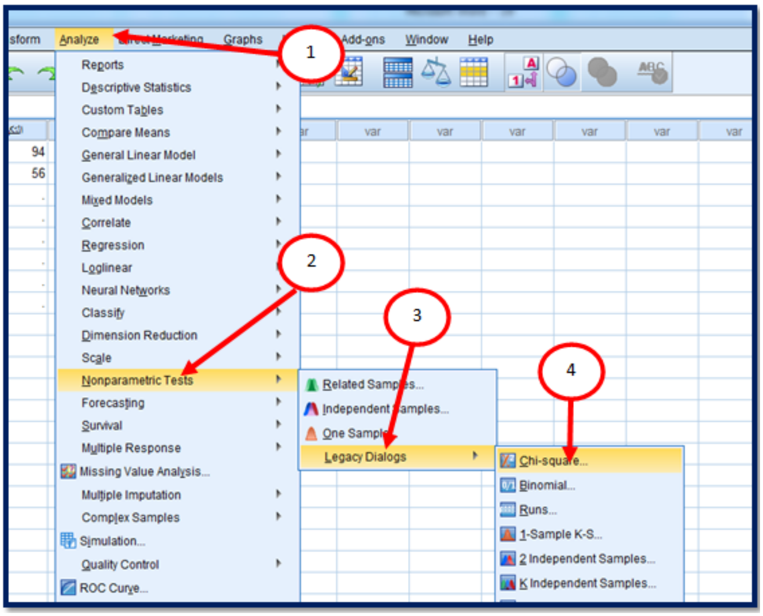


فيظهر مربع حواري نقوم فيه بالضغط على خانة **Weight Cases by**، ونقوم أيضا بنقل (التكرارات) لخانة **Frequency Variable**، ثم **Ok**



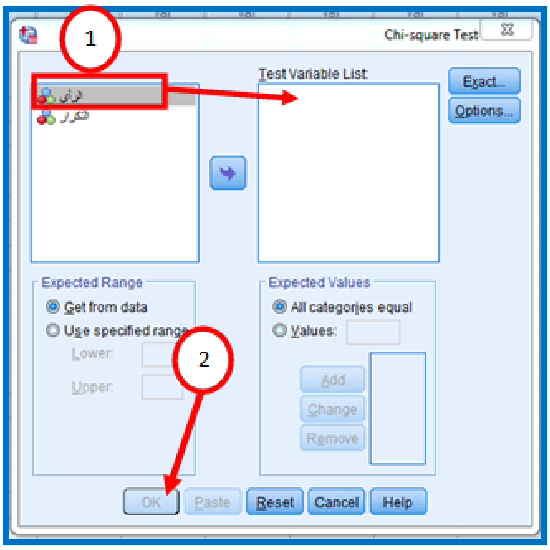
ثانيا نقوم بحساب **كا^2** لمجموعة واحدة (حسن المطابقة) كالتالي:

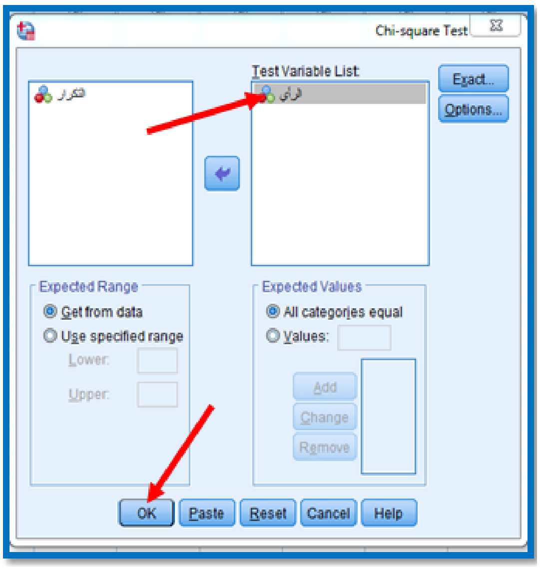
Analyze → Nonparametric Tests → Legacy Dialogs → Chi-square



فيظهر لنا مربع حواري نقوم من خلاله بنقل المتغير المراد دراسته (الرأي) إلى خانة **Test Variable**

List ، ثم **Ok**





فتظهر لنا عدة جداول في صفحة **Output**

الجدول الأول: وفيه التكرارات للمعطيات الأولية والتكرارات المتوقعة

الراي

	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 **كا²** وقيمتها تساوي 9.62

Sig = 0.02 وهي قيمة الدلالة الإحصائية وهي أقل من مستوى الدلالة 0.05 وبالتالي فهي دالة إحصائيا، إذا فإننا نرفض الفرض الصفري ونقبل البديل أي نؤكد وجود علاقة ارتباطية ذات دلالة إحصائية بين الموافقين والغير موافقين للحجر الصحي.

Test Statistics

	الرأي
Chi-Square	9.627a
df	1
Asymp. Sig.	.002

الحالة الثاني عشر: النوع الثاني

1- كا² لدلالة الفروق لعينتين مستقلتين أو أكثر (للاستقلالية):

مثال1: عن فرضية كا² لدلالة الفروق لعينتين مستقلتين أو أكثر:

توجد فروق في الرأي حول الحجر الصحي تعزى للجنس

رأيين مجموعتين مستقلتين (أو أكثر)

في هذا المثال نجد مجموعتين هما الذكور والإناث نريد معرفة هل هناك فرق بين رأيهما حول الحجر الصحي (موافق، محايد، 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 الرتبي، 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_o التكرارات المشاهدة (القيم الفعلية)

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

درجة الحرية = (عدد الصفوف − 1) × (عدد الأعمدة − 1) = DF **(بوحفص، 2011، ص197)**

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 مجوع 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 لدلالة الفروق لعينتين مستقلتين أو أكثر يدويا:

مثال تطبيقي 01: (حساب كا² لدلالة الفروق لعينتين مستقلتين)

أراد باحث معرفة هل توجد فروق حول الحجر الصحي (موافق، محايد، غير موافق) تعزى للجنس

المطلوب: حساب كا² لمعرفة هل توجد فروق ذات دلالة إحصائية في الرأي حول الحجر (موافق، محايد، غير موافق) تعزى للجنس (ذكر ، أنثى)؟

الحل:

الرأي حول الحجر الصحي / الجنس	موافق	محايد	غير موافق	Σ
ذكر	16	05	12	**33**
أنثى	08	07	02	**17**
Σ	**24**	**12**	**14**	**50**

أولا: إيجاد القيم المتوقعة f_e من خلال القيم المشاهدة f_o

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

مثال: القيمة المشاهدة الأولى هي 16 قيمتها المتوقعة هي : $\frac{\mathbf{24 \times 33}}{\mathbf{50}} = 15.84$......بهذه الطريقة نكمل باقي الجدول.

القيم المشاهدة fo	القيم المتوقعة fe	fo − fe	(fo − fe)²	$\frac{(f_o - f_e)^2}{f_e}$
16	0.002	0.002	0.002	0.002
5	1.08	1.08	1.08	1.08
12	0.82	0.82	0.82	0.82
8	0.00	0.00	0.00	0.00
7	2.09	2.09	2.09	2.09
2	1.60	1.60	1.60	1.60
$\sum$				**5.60**

ثانيا: حساب اختبار كا² بتطبيق القانون وتعويض القيم الموجودة في الجدول:

حيث لدينا :

$$x^2 = \sum \frac{(f_o - f_e)^2}{f_e} = 5.60$$

ثالثا: إيجاد قيمة كا² الجدولية: من أجل التأكد من الدلالة الإحصائية.

لدينا مستوى الدلالة **0.05**

ولدينا درجة الحرية **2** $= (1-2) \times (1-3) = $ (عدد الصفوف $- 1) \times ($عدد الأعمدة $- 1) = DF$

ومنه فإن قيمة كا² الجدولية تساوي ***5.99*** وهي أكبر من قيمة كا² المحسوبة التي تساوي **5.60**، وبالتالي فإننا نقبل الفرض الصفري ونرفض الفرض البديل أي نؤكد عدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية في الرأي حول الحجر الصحي تعزى للجنس.

مثال تطبيقي 2: (حساب كا² لدلالة الفروق لأكثر من عينتين)

أراد باحث معرفة هل توجد فروق حول مستوى الأداء المهني (راض، محايد، غير راض) تعزى للحالة المستوى التعليمي (متوسط، ثانوي، جامعي).

المطلوب: حساب كا² لمعرفة هل توجد فروق ذات دلالة إحصائية في مستوى الأداء المهني (راض، محايد، غير راض) تعزى للحالة المستوى التعليمي (متوسط، ثانوي، جامعي) ؟

الحل:

الرضا عن العمل / المستوى التعليمي	راض	محايد	غير راض	$\sum$
متوسط	15	10	5	30
ثانوي	25	20	15	60
جامعي	10	15	5	30
$\sum$	50	45	25	120

أولا: إيجاد القيم المتوقعة f_e من خلال القيم المشاهدة f_o

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

مثال: القيمة المشاهدة الأولى هي 15 قيمتها المتوقعة هي : $\frac{50 \times 30}{120} = 12.5$......بهذه الطريقة نكمل باقي الجدول.

القيم المشاهدة fo	القيم المتوقعة fe	fo − fe	(fo − fe)²	$\frac{(f_o - f_e)^2}{f_e}$
15	12.5	2.5	**6.25**	0.5
25	25	0	**0**	0
10	12.5	- 2.5	**6.25**	0.5
10	11.25	- 1.25	**1.56**	0.13
20	22.5	- 2.5	**6.25**	0.27
15	11.25	3.75	**14.06**	1.24
5	6.25	- 1.25	**1.56**	0.24
15	12.5	2.5	**6.25**	0.5
2	6.25	- 1.25	**1.56**	0.24
$\sum$				**3.62**

ثانيا: حساب اختبار كا² بتطبيق القانون وتعويض القيم الموجودة في الجدول:

حيث لدينا :

$$x^2 = \sum \frac{(f_o - f_e)^2}{f_e} = 3.62$$

ثالثا: إيجاد قيمة كا² الجدولية: من أجل التأكد من الدلالة الإحصائية.

لدينا مستوى الدلالة **0.05**

ولدينا درجة الحرية **4** = $(3-1)\times(3-1)$ = (عدد الصفوف − 1) × (عدد الأعمدة − 1) = DF

ومنه فإن قيمة كا² الجدولية تساوي **9.48** وهي أكبر من قيمة كا² المحسوبة التي تساوي **3.62**، وبالتالي فإننا نقبل الفرض الصفري ونرفض الفرض البديل أي نؤكد عدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية في مستوى الأداء عن العمل تعود لمستوى التعليم.

3- حساب كا² لدلالة الفروق لعينتين مستقلتين أو أكثر باستخدام Spss:

مثال تطبيقي 01: (حساب كا² لدلالة الفروق لعينتين مستقلتين)

لدينا البيانات التالية:

الرأي حول الحجر الصحي / الجنس	موافق	محايد	غير موافق	المجموع
ذكر	16	5	12	**33**
أنثى	8	7	2	**17**
المجموع	**24**	**12**	**14**	**50**

أولا : نقوم بإدخال البيانات للبرنامج بهذا الشكل

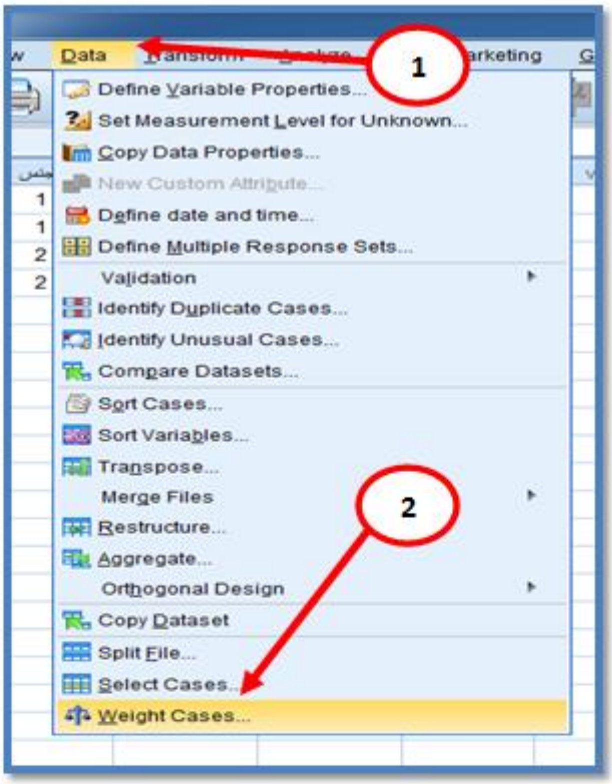
	Name	Type	Width	Decimals	Label	Values	Missing	Columns	Align	Measure	R
1	الرأي	Numeric	8	0	الرأي حول الحجر ...	{1, موافق}...	None	8	Right	Nominal	Inp
2	الجنس	Numeric	8	0		{1, ذكر}...	None	8	Right	Nominal	Inp
3	التكرارات	Numeric	8	0		None	None	8	Right	Nominal	Inp

	الرأي	الجنس	التكرارات
1	1	1	16
2	1	2	8
3	2	1	5
4	2	2	7
5	3	1	12
6	3	2	2

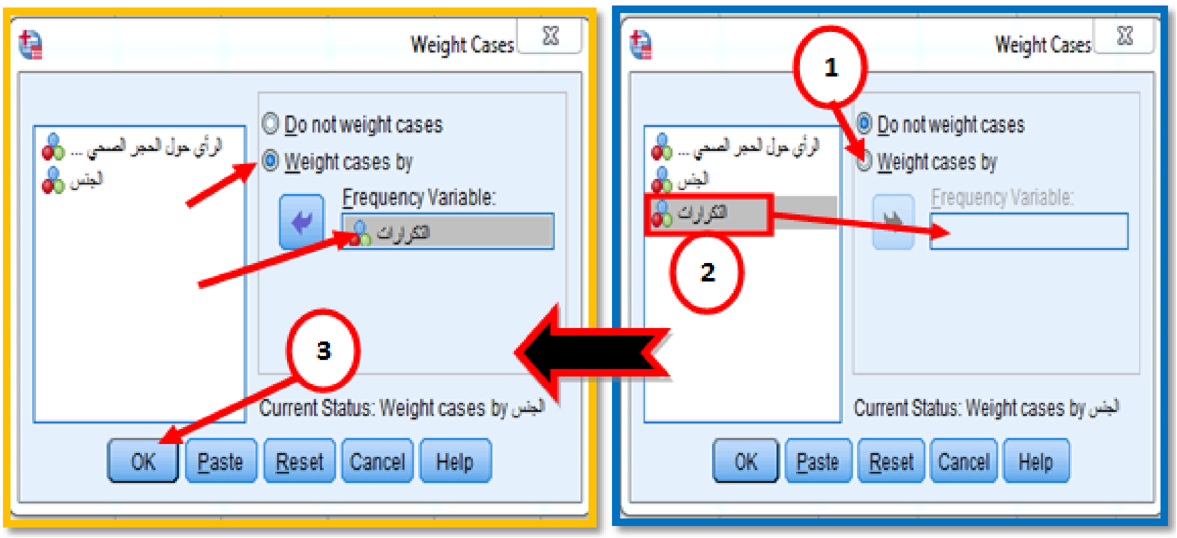
	الرأي	الجنس	التكرارات
1	موافق	ذكر	16
2	موافق	أنثى	8
3	محايد	ذكر	5
4	محايد	أنثى	7
5	غير موافق	ذكر	12
6	غير موافق	أنثى	2

ثانيا: نقوم بتعريف البرنامج أن المتغير الثالث في الصفحة عبارة عن تكرارات حتى يتعامل البرنامج مع ذلك بالخطوات التالية:

Data → Weight Cases

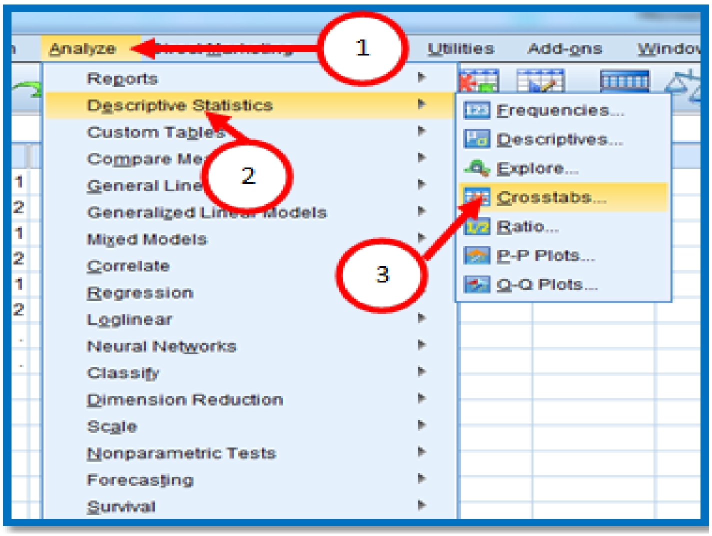


فيظهر مربع حواري نقوم فيه بالضغط على خانة **Weight Cases by**، ونقوم أيضا بنقل (التكرارات) لخانة **Frequency Variable**، ثم **Ok**

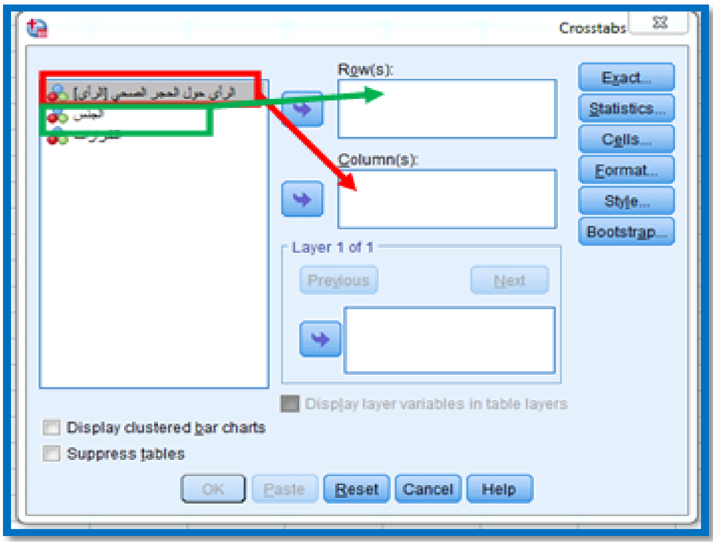


ثالثا نقوم بحساب **كا^2** لدلالة الفروق لعينتين مستقلتين كالتالي:

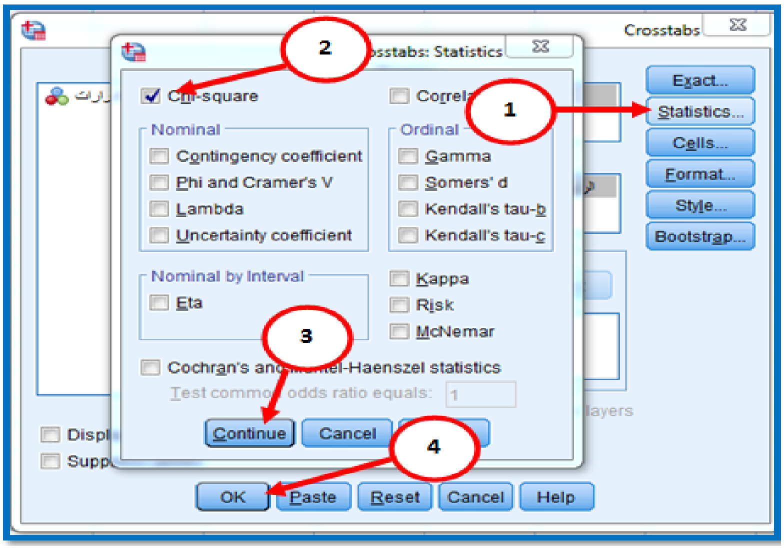
Analyze → Descriptive Statistic → Crosstabs



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** ثم **Ok**



فتظهر 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
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

الجنس * الرأي حول الحجر الصحي Crosstabulation

Count

		الرأي حول الحجر الصحي			Total
		موافق	محايد	غير موافق	
الجنس	ذكر	16	5	12	33
	أنثى	8	7	2	17
Total		24	12	14	50

الجدول الثالث: وهو المهم ويحتوي على

Chi-square : وهي **كا²** 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 الصفري 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 كا² لدلالة الفروق لأكثر من مجموعتين)

لدينا البيانات التالية:

الأداء المهني / المستوى التعليمي	راض	محايد	غير راض	**المجموع**
متوسط	15	10	5	**30**
ثانوي	25	20	15	**60**
جامعي	10	15	5	**30**
المجموع	**50**	**45**	**25**	**120**

أولا : نقوم بإدخال البيانات للبرنامج بهذا الشكل

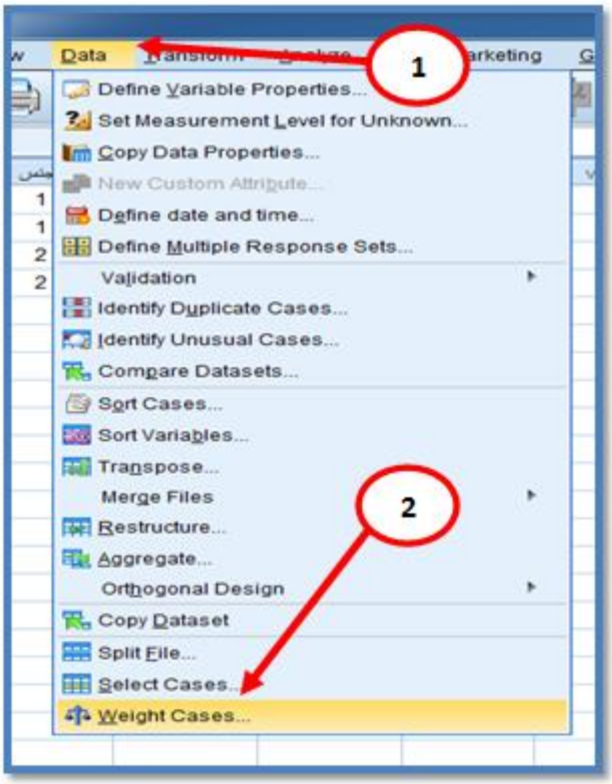
	Name	Type	Width	Decimals	Label	Values	Missing	Columns	Align	Measure	Role
1	التعليم	Numeric	8	0	مستوى التعليم	{1, متوسط}...	None	8	Center	Ordinal	Input
2	الاداء	Numeric	8	0	مستوى الاداء المهني	{1, مرتفع}...	None	8	Center	Ordinal	Input
3	التكرارات	Numeric	8	0		None	None	8	Center	Nominal	Input

	التعليم	الاداء	التكرارات
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

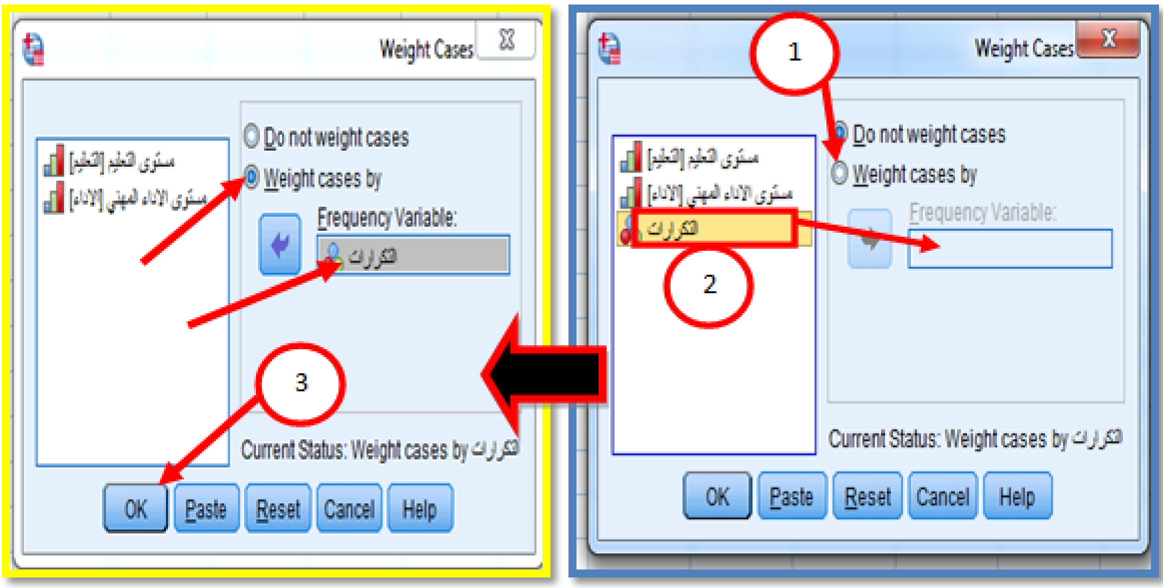
	التعليم	الاداء	التكرارات
1	متوسط	مرتفع	15
2	متوسط	متوسط	10
3	متوسط	منخفض	5
4	ثانوي	مرتفع	25
5	ثانوي	متوسط	20
6	ثانوي	منخفض	15
7	جامعي	مرتفع	10
8	جامعي	متوسط	15
9	جامعي	منخفض	5

ثانيا: نقوم بتعريف البرنامج أن المتغير الثالث في الصفحة عبارة عن تكرارات حتى يتعامل البرنامج مع ذلك بالخطوات التالية:

Data → Weight Cases

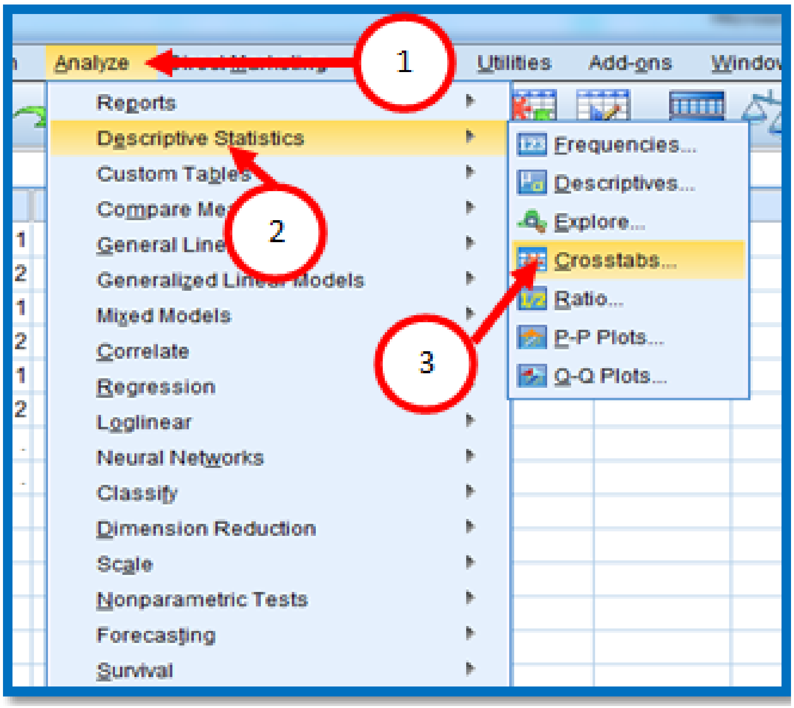


فيظهر مربع حواري نقوم فيه بالضغط على خانة **Weight Cases by**، ونقوم أيضا بنقل (التكرارات) لخانة **Frequency Variable**، ثم **Ok**

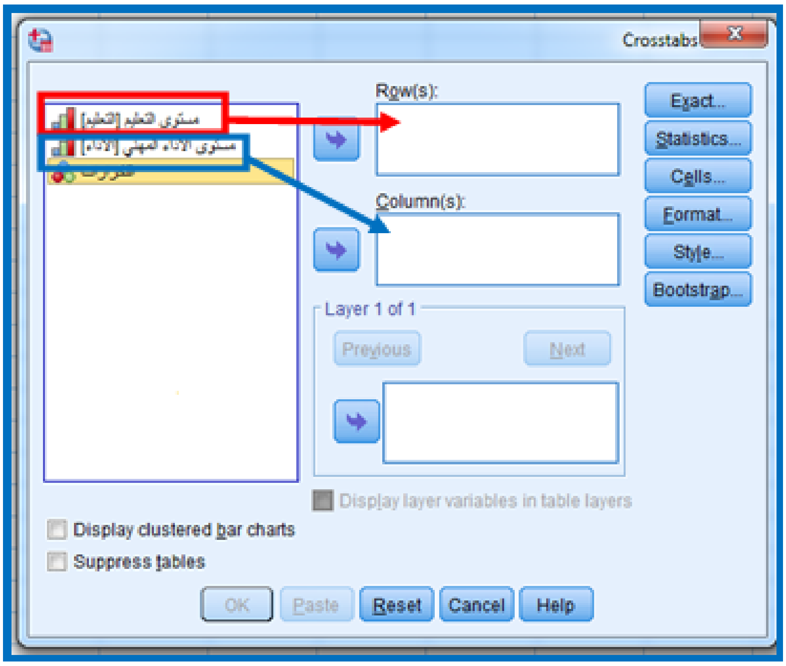


ثالثا نقوم بحساب **كا**^{2} لدلالة الفروق لأكثر من مجموعتين مستقلتين كالتالي:

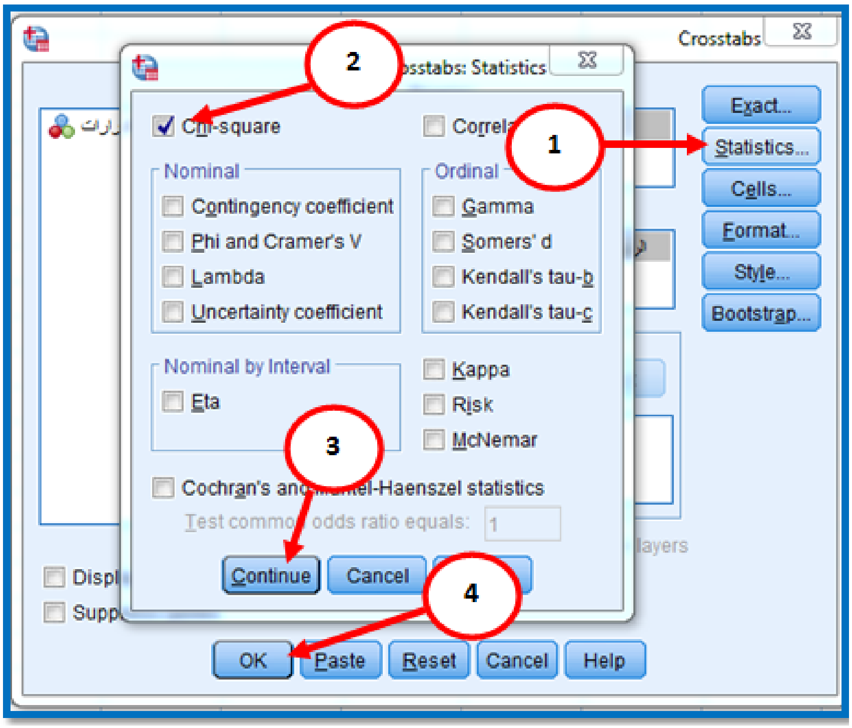
Analyze → Descriptive Statistic → Crosstabs



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** ثم **Ok**



فتظهر 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

مستوى التعليم * مستوى الاداء المهني Crosstabulation

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 ويحتوي على

Chi-square : وهي **كا²** وقيمتها تساوي 3.66

Sig = 0.45 وهي قيمة الدلالة الإحصائية وهي أكبر من مستوى الدلالة 0.05 وبالتالي فهي غير دالة إحصائيا، إذا فإننا نقبل الفرض الصفري 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:

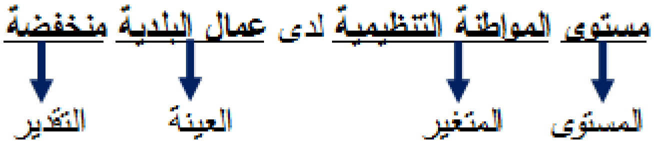
مستوى + المتغير

(دراسة مستوى وجود المتغير في عينة الدراسة)

في هذه الحالة نحسب المتوسط الحسابي ونحدد المجلات لنرى لأي مجال ينتمي المتوسط الحسابي، مع مقارنه بالمتوسط النظري وحساب هل توجد فروق بينهما باستخدام اختبار ت 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:

مثلا: لدينا ثلاثة بدائل للإجابة وهي:- نادرا – أحيانا – دائما...(أي ثلاثة بدائل للإجابة في الاستبيان)

وعليه تكون المجالات كالتالي:

نحسب طول المجال = $\frac{\text{عدد البدائل}-1}{\text{عدد البدائل}} = \frac{3-1}{3} = \frac{2}{3} = 0.66$

إذا لدينا 0.66 هو طول المجال

نقوم بتحديد طول المجالات بإضافة طول المجال 0.66 لعلامات المجالات 1.2.3 كالآتي:

المجال الأول : وهو المجال الأدنى أو المنخفض

[1 ، 0.66+1] = [1 ، 1.66] بدرجة منخفضة

المجال الثاني: وهو المجال المتوسط

[1.66 ، 1.66+ 0.66] = [1.66 ، 2.32] بدرجة متوسطة

المجال الثالث: وهو المجال الأعلى أو المرتفع

[2.32 ، 2.32+0.66] = [2.32 ، 3] بدرجة مرتفعة

لدينا عدد العبارات في استبيان المواطنة التنظيمية هي 29عبارة (كمثال)

نضرب عدد العبارات في طرفي المجالات السابقة فنجد مجالات الدراسة

[1×29 ، 1.66 ×29] = [29 ، 48.14] بدرجة منخفضة ← المجال المنخفض

[1.66 ×29، 2.32 ×29] = [48.14 ، 60.32] بدرجة متوسطة ← المجال المتوسط

[2.32 ×29، 3×29] = [60.32 ، 87] بدرجة مرتفعة ← المجال المرتفع

ب- حساب المتوسط الفرضي:

بدائل الإجابة هي 3 وإذا اعتمدنا على التنقيط 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 × 2 = 58**

ت- حساب المتوسط الحسابي:

نحسب المتوسط الحسابي وفقا للمعادلة التالية: $\bar{X} = \frac{\Sigma xi}{n}$ **(تم حسابه يدويا فيما سبق)**

أو نحسب المتوسط الحسابي لمتغير المواطنة التنظيمية بواسطة spss **(تم حسابه بـ Spss فيما سبق)**

لنفترض كمثال أننا وجدنا المتوسط الحسابي $\bar{X}$= 61.02

الجدول يوضح المتوسط الحسابي

	عدد العينة N	المتوسط الحسابي $\bar{X}$
المواطنة التنظيمية	30	61.02

من خلال الجدول نجد أن المتوسط الحسابي بلغ 61.02 (كمثال فقط) ننظر لأي مجال ينتمي المتوسط الحسابي، فنجده يقع في المجال [60.32 ، 87 [أي بدرجة مرتفعة وهو ما يؤكد بأن مستوى المواطنة التنظيمية لدى العمال مرتفعة

ث- مقارنة المتوسط الحسابي مع المتوسط النظري (الفرضي)

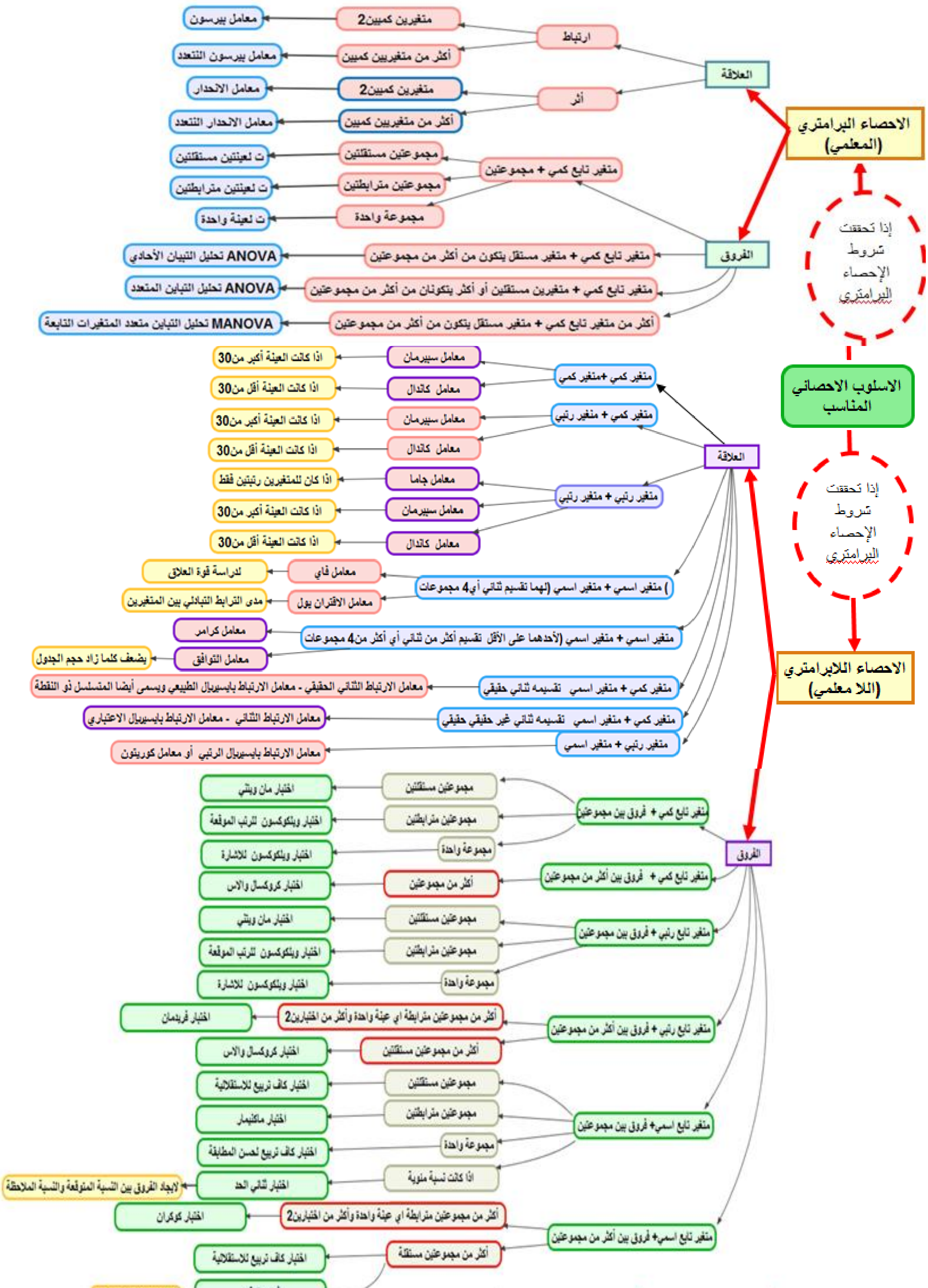
إذا كان متوسط الإجابات النظري هو 58 (العلامة المتوسطة 2×عدد العبارات في استبيان المواطنة 29)، والمتوسط الحسابي هو 61.02 فإننا نقارن المتوسط الحسابي لإجابات المفحوصين في مستوى المواطنة التنظيمية لدى العمال ، مع المتوسط (النظري) لمعرفة هل توجد فروق في وجهة نظرهم حول مستوى المواطنة التنظيمية وهل كانت مرتفعة أو متوسطة أو منخفضة وذلك باستخدام اختبار ت T.test لعينة واحدة لمقارنة متغير كمي بمتوسط المجتمع المفحوص.

الجدول يوضح نتائج اختبار ت T.test لعينة واحدة للمقارنة مع المتوسط النظري

		المتوسط النظري= 58			
المواطنة التنظيمية	T	المتوسط الحسابي	Df	Sig	الفرق في المتوسط الحسابي
	4.84	61.02	28	0.00	3.02

ملاحظة: تم حساب اختبار ت T.test لعينة واحدة يدويا 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 sig = 0.00 مما يدل على وجود فروق بين المتوسطين ومستوى مرتفع في المواطنة 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 يؤكد عدم تحقق الفرضية التي تقول بأن مستوى المواطنة التنظيمية لدى العمال البلدية منخفضة.



مخطط لشجرة الأساليب الإحصائية من انجاز الباحثين

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.

- المنيزل، عبد الله فلاح، وغرايبية، 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 الحبر، 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.(02، 11، 2020). *حساب معامل ثبات الاستبيان وفق طريقة كودر ريتشاردسون* [فيديو]. يوتيوب. https://www .youtube.com/watch?v =Ix3Gsg SHDrI&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 التمييزي للاستبيان* [فيديو]. يوتيوب. https://www.youtube.com/watch?v=N1jBW13JVn8

- عبان، عبد القادر.(23، 08، 2020). *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