اختبار كاي مربع ($كا^2$)

يستعمل هذا لاختبار الذي يرمز له بحرف ($كا^2$) أو (χ^2) في حالة توفر بيانات اسمية في صورة تكرارات، ويرى بعض الباحثين أنه اختبار شبه بارامتري لكونه يتطلب تحقيق شرطين هما:

- أن لا يقل عدد التكرارات المتوقعة عن 5.
- عندما يكون الجدول الخاص بمتغير واحد (فيه فئتين فقط) تكون درجات الحرية تساوي 1 في هذه الحالة يجب إدخال تعديل على القانون وهو يتمثل في طرح (0.5) من نتيجة الفرق المشاهد بين التكرار المتوقع والتكرار الملاحظ.

من الخصائص التي يتميز بها ما يلي:

1. الكشف عن دلالة الفرق بين التكرارات الملاحظة والتكرارات النظرية (المتوقعة في المجتمع).
2. يستعمل كغيره من اختبارات الفرضيات فحص الفرضيات الصفرية.
3. إذا كانت قيمة ($كا^2$) مساوية لصفر(0) دل ذلك على أن التكرارات المشاهدة ممثلة للمجتمع الأصل، أي على تطابقها معه، أما إذا كانت قيمة ($كا^2$) أكبر من صفر، فيدل ذلك على وجود فرق بين التكرارات المشاهدة والمجتمع.

يستعمل ($كا^2$)، للأغراض التالية:

- لاختبار حسن المطابقة.
- لاختبار استقلالية متغير عن متغير آخر.
- للمقارنة بين أكثر من مجموعتين.

أ- اختبار حسن المطابقة:

إن الهدف من استعمال ($كا^2$) لحسن المطابقة هو مقارنة توزيع نظري لخاصية ما بتوزيع ملاحظ، فالباحث في هذا الاختبار يسعى إلى معرفة ما إذا كانت تكرارات عينة ما، متشابهة ومتطابقة وممثلة لتكرارات المجتمع الذي أخذت منه. ومعنى ذلك بشكل عام، أن اختبار ($كا^2$) لحسن المطابقة، يساعد على معرفة ما إذا

كانت العينة المدروسة تنتمي للمجتمع الذي سحبت منه. أما الفرضيات التي تتم دراستها بواسطة هذا الاختبار فهي: لا يوجد تطابق بين التوزيع المشاهد والتوزيع النظري (للمجتمع) في خاصية ما.

-يمكن استعمال اختبار ($كا^2$) لحسن المطابقة في حالة توفر بيانات اسمية تقع في تصنيفات متعددة (بديلين أو أكثر) مثلما يحدث في الاستبيانات والاختبارات، أي أنه يستعمل في أدوات جمع البيانات التي تعطي للمستجوب أكثر من بديل، مثل: ("نعم" أو "لا") ("ينطبق "، "لا ينطبق ") ("موافق تماما"، "موافق"، غير موافق"...). ويتم حساب ($كا^2$) سواء أكان ذلك لحسن المطابقة أو لاختبار استقلالية متغير عن متغير آخر أو للمقارنة بين أكثر من مجموعتين.

من المعادلة التالية:

$$X^2 = \sum \frac{(fo - fe)^2}{fe}$$

حيث أن:

fo: التكرارات الملاحظة في كل خانة. (Fréquences Observées)

fe: التكرارات المتوقعة في كل خانة.(Fréquences Esimées)

وتحسب درجات الحرية لـ ($كا^2$) بالصيغة التالية:

(عدد الصفوف − 1)×(عدد الأعمدة − 1)

مثال: حساب ($كا^2$) لحسن المطابقة:

لنفرض أن باحثا سأل عينة متكونة من 48 طالبا عن نوع التخصص الذي يرغبونه بعد حصولهم على شهادة البكالوريا وجاءت النتائج ما يلي:

التخصص	التكرارات
علم النفس	15
لغة عربية	4
لغة إنجليزية	27
اقتصاد وتسيير	2

التخصص هو المتغير النوعي وهو في هذا المثال يتوزع على 4 فئات وهي: علم النفس، لغة عربية، لغة إنجليزية، اقتصاد وتسيير.

الإشكالية: هل يمكن القول إن الفروق المشاهدة بين المجموعات الأربعة يمكن أن تعمم على المجتمع.

الفرضية: "لا يوجد تطابق بين التوزيع المشاهد والتوزيع النظري(للمجتمع) فيما يخص اختيار التخصص".

الاختبار المناسب: هو اختبار ($كا^2$) لحسن المطابقة.

كيفية اتخاذ القرار: نرفض الفرضية الصفرية إذا كانت قيمة ($كا^2$) المحسوبة أكبر أو تساوي القيمة المجدولة.

التخصص	التكرارات المشاهدة	التكرارات المتوقعة
علم النفس	15	12
لغة عربية	4	12
لغة إنجليزية	27	12
اقتصاد وتسيير	2	12
المجموع	48	48

العمليات الحسابية: لإيجاد التكرارات المتوقعة، نقسم مجموع التكرارات المشاهدة على عدد الاختيارات أي: 4/48= 12، ومن ثم نطبق المعادلة:

$$X^2 = \sum \frac{(fo - fe)^2}{fe}$$

حساب قيمة ($كا^2$) لحسن المطابقة:

$$\frac{(15-12)^2}{12} + \frac{(4-12)^2}{12} + \frac{(27-12)^2}{12} + \frac{(2-12)^2}{12}$$

$$= 0.75 + 5.33 + 18.75 + 8.33$$

$$\boxed{= 33.16}$$

لاحظ أن قيمة $كا^2$ المحسوبة أكبر من القيمة اللازمة للدلالة الإحصائية عند مستوى 0.05 وهي: 7.82 وبالتالي نرفض الفرضية الصفرية ونستنتج وجود اختلاف أو عدم التطابق بين التكرارات المشاهدة في العينة، وتكرارات التوزيع النظري المتوقعة في المجتمع.

ب- اختبار ($كا^2$) للاستقلالية:

ينبغي أن نوضح أن استعمال اختبار ($كا^2$) للاستقلالية يهدف إلى معرفة ما إذا كان متغيرين اسميين مستقل أحدهما عن الآخر (أي عدم الارتباط) بين متغيرين اسميين؟ فبواسطته نختبر الفرضية الصفرية من قبيل: "لا توجد علاقة بين المتغيرين المدروسين" أي أن أحدهما مستقل عن الآخر. وللتأكد من مثل هذه الفرضية يتم حساب قيمة ($كا^2$) بالمعادلة السابقة، ومن ثم مقارنتها بالقيمة المجدولة. فإذا كانت القيمة المحسوبة أكبر من الجدولية، فإنه يتم رفض (Ho) عند أحد مستويات الدلالة الذي يختاره الباحث (0.05 أو 0.01) مما يؤدي إلى نتيجة مفادها أن هناك علاقة بين المتغيرين (أي أنهما غير مستقلين). وإذا كان

حساب معاملات الارتباط التي سبق عرضها، تعطينا قوة واتجاه العلاقة، فإن استعمال اختبار ($كا^2$) للاستقلالية يوضح لنا فقط ما إذا كان المتغيران مستقل أحدهما عن الآخر.

مثال:لمقارنة فعالية دواء ين يصلحان لعلاج نفس المرض، وهما يختلفان في سعرهما، قامت مؤسسة تجارية بدراسة تناولت موضوع فعالية الدواء ين في الشفاء المحصل عليه، وكانت النتائج كالآتي:

سعر الدواء / الفعالية	دواء مرتفع السعر	دواء منخفض السعر	المجموع
فعال	200	44	244
غير فعال	50	6	56
المجموع	250	50	300

نحسب التكرارات النظرية بالطريقة التالية:

- نضرب مجموع تكرارات العمود الأول في مجموع تكرارات الصف الأول.
- نقسم النتيجة المحصل عليها على المجموع الكلي للتكرارات.

$$\frac{250\times244}{300}=203.33.\frac{250\times56}{300}=46.67.\frac{50\times244}{300}=40.67.\frac{50\times56}{300}=9.33$$

تصبح لدينا التكرارات لملاحظة ومقابلاتها من التكرارات المتوقعة، ونكون جدولا كالآتي:

سعر الدواء / الفعالية	دواء مرتفع السعر fo / *fe*	دواء منخفض السعر fo / *fe*	المجموع
فعال	200 /*203.33*	44 / *40.67*	244
غير فعال	50 /*46.67*	6/ *9.33*	56
المجموع	250/*250*	50/*50*	300

نلاحظ أن:

$$300 = 50 + 200 + 6 + 44$$

ونلاحظ أيضا أن:

$$300 \approx 46.67 + 203.3 + 9.33 + 40.67$$

إذن: يتضح أنه لا توجد فروق بين مجموع التكرارات المشاهدة (fo) ومجموع التكرارات المتوقعة (fe).

لنحسب قيمة ($كا^2$) بنفس المعادلة السابقة.

$$+\frac{(200-203.33)^2}{203.33} = 0.054$$

$$+\frac{(50-46.67)^2}{46.67} = 0.237$$

$$\frac{(44-40.67)^2}{40.67}\ 0.272$$

$$+\frac{(6-9.33)^2}{9.33} = 1.885$$

$$(كا^2) = 0.054 + 0.237 + 0.272 + 1.885 = 2.448$$

لمعرفة الدلالة الإحصائية للقيمة المحصل عليها، نبحث في جدول ($كا^2$) عن القيمة الحرجة بحساب درجات الحرية:

(عدد الصفوف − 1) (عدد الأعمدة − 1)

وفي المثال نجد (2 - 1)× (2-1) = 1 وبالرجوع إلى جدول الدلالة الإحصائية لاختبار ($كا^2$)، نجد أن القيمة المقابلة لدرجات حرية 1 تساوي 3.84 عند مستوى الدلالة 0.05 وبمقارنة المحسوبة 2.448 بالمجدولة نلاحظ أن القيمة المحسوبة أقل من المجدولة، ومن ثم نستنتج أن فعالية الدواء مستقلة عن سعره، أي أن هناك استقلالية بين سعر الدواء وفعاليته.

ج – اختبار ($كا^2$) للمقارنة بين متغيرين أو أكثر:

إذا لم يستوف الباحث شروط تطبيق الاختبارات البارامترية للمقارنة بين أكثر من عينتين مستقلتين، وإذا توفرت للباحث بيانات اسمية، يمكنه أن يستعمل اختبار ($كا^2$) للتحقق من الفرضية الصفرية التي تقول بعدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين أكثر من عينتين، وتطبيق هذا الاختبار يعتمد على قانون ($كا^2$) المعروف.

مثال: انطلق باحث من فرضية تقول: "لا يختلف اختيار الناخبين للحزب السياسي باختلاف الولايات".

جمع الباحث بياناته ونظمها في جدول كالآتي:

الحزب / المنطقة	يمين	يسار	متطرف	المجموع
شمال	25	27	48	100
وسط	35	45	20	100
جنوب	62	17	21	100
المجموع	122	89	89	300

الحل:

أولا– حساب التكرارات المتوقعة:

- حساب التكرارات المتوقعة بالنسبة للخلية 25= $fe = \frac{122 \times 100}{300} = 40.67$
- حساب التكرارات المتوقعة بالنسبة للخلية 35= $fe = \frac{122 \times 100}{300} = 40.67$
- حساب التكرارات المتوقعة بالنسبة للخلية 62= $fe = \frac{122 \times 100}{300} = 40.67$
- حساب التكرارات المتوقعة بالنسبة للخلية 27= $fe = \frac{89 \times 100}{300} = 29.67$

- حساب التكرارات المتوقعة بالنسبة للخلية 45= $fe = \frac{89 \times 100}{300} = 29.67$
- حساب التكرارات المتوقعة بالنسبة للخلية 17= $fe = \frac{89 \times 100}{300} = 29.67$
- حساب التكرارات المتوقعة بالنسبة للخلية 48= $fe = \frac{89 \times 100}{300} = 29.67$
- حساب التكرارات المتوقعة بالنسبة للخلية 20= $fe = \frac{89 \times 100}{300} = 29.67$
- حساب التكرارات المتوقعة بالنسبة للخلية 21= $fe = \frac{89 \times 100}{300} = 29.67$

ثانيا – حساب قيمة ($كا^2$):

الحزب / المنطقة	يمين	يسار	متطرف	المجموع
شمال	40.67/25	29.67/27	29.67/48	100
وسط	40.67/35	29.67/45	29.67/20	100
جنوب	40.67/62	29.67/17	29.67/21	100
المجموع	122.01/122	89.01/89	89.01/89	300

نلاحظ من هذا الجدول أن مجموع القيم المشاهدة يتساوى (أو يكاد) مع مجموع القيم المتوقعة، مما يعني أنه لا يوجد اختلاف بين القيم المشاهدة والقيم والمتوقعة (فرضية صفرية). فلنتأكد من ذلك:

$$x^2 = \frac{(25-40.67)^2}{40.67} + \frac{(35-40.67)^2}{40.67} + \frac{(62-40.67)^2}{40.67}$$
$$+ \frac{(27-29.67)^2}{29.67} + \frac{(45-29.67)}{29.67} + \frac{(17-29.67)^2}{29.67}$$

$$+ \frac{(48-29.67)}{29.67} + \frac{(20-29.67)^2}{29.67} + \frac{(21-29.67)^2}{29.67}$$
$$x^2 = 6.04 + 0.79 + 11.19 + 0.24 + 7.92$$
$$+ 5.41 + 11.32 + 3.15 + 2.53 =$$

$$\chi^2 = 48.59$$

بما أن درجات الحرية = (عدد الصفوف -1)(عدد الأعمدة −1)

$$= (1\text{-}3)\ (1\text{-}3) = 4$$

القيمة الجدولية عند درجات حرية 4 وبمستوى دلالة 0.01 = 13.28 وحيث أن قيمة ($كا^2$) = 48.59 فهي أكبر من القيمة الحرجة عند هذا المستوى وبالتالي نقرر أن اختيار الأحزاب السياسية يختلف باختلاف الولايات. وذلك بنسبة ثقة = 99 % ونسبة شك 1%.

تذكير : توجد حالتين يتم فيهما تعديل معادلة ($كا^2$) هما:

– عندما تكون إحدى التكرارات المتوقعة في خانات الجدول أقل من5 تكرارات.

(هناك من يقترح ضم الصفوف بعضها إلى بعض بالتنقيص من عدد البدائل، حتى لا تبقى إحدى الخانات تتضمن 5 تكرارات).

– عندما يكون الجدول الخاص بمتغير واحد (فيه فئتين فقط) أي عندما تكون درجات الحرية = 1.

في هذه الحالات يجب إدخال تعديل على معادلة ($كا^2$) وتعود هذه الفكرة للباحث الانجليزي Yates ويتحقق التعديل عند تطبيق المعادلة التالية:

$$X^2 = \sum \frac{(|fo - fe)| - 0.5\ )^2}{fe}$$

ويمكن توضيح هذه الإجراءات من خلال المثال التالي: لنقس الدلالة الإحصائية لمعرفة ما إذا كانت منطقة الإقامة (ريف، حضر) تؤثر على نمو الفكر التحرري والفكر المحافظ عند مستوى ألفا 0.05:

نوع الفكر / المدينة	متحرر	محافظ	المجموع
ريف	6	8	14
مدينة	4	7	11
المجموع	10	15	25

حساب التكرارات المتوقعة:

$$\frac{10\times 14}{25}=5.6$$

$$\frac{10\times 11}{25}=4.4$$

$$\frac{15\times 14}{25}=8.4$$

$$\frac{15\times 11}{25}=6.6$$

نوع الفكر / المدينة	متحرر	محافظ	المجموع
ريف	6\5.6	8\8.4	14
مدينة	4\4.4	7\6.6	11
المجموع	10	15	25

نلاحظ أن إحدى الخانات يوجد فيها تكرار متوقع أقل من 5 وهي خانة (متحرر، مدينة)، كما يتبن أن درجات الحرية في هذا المثال = (عدد الصفوف -1)(عدد الأعمدة - 1)= 1. بالتالي فإن الاختبار المناسب هو كاي مربع المعدل الذي اقترحه يانس. وبتطبيق هذه المعادلة نجد:

$$X^2=\sum \frac{(|6-5.6|-0.5)^2}{5.6}=0.001+\frac{(|4-4.4|-0.5)^2}{4.4}=0.18$$

$$+\frac{(|8-8.4|-0.5)^2}{8.4}=0.96+\frac{(|7-6.6|-0.5)^2}{6.6}=0.001$$

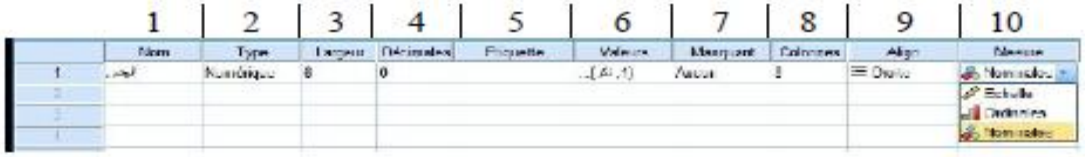
$$X^2=1.142$$

بالرجوع إلى جدول($كا^2$) نجد أن القيمة المقابلة لدرجات حرية 1=3.84 وهي قيمة أكبر من القيمة المحسوبة التي تساوي 1.142 والقرار هو أن الفرضية الصفرية مقبولة، وبالتالي يمكن القول إن الانتماء السكني (ريف، مدينة) لا يحدث أثرا على أنواع الفكر التحرري أو المحافظ.

إدخال البيانات إلى برنامج SPSS

سنحاول في هذه الفقرة التعرف على كيفية إدخال البيانات إلى برنامج SPSS و كيف يمكن التعامل مع المتغيرات النوعية، لكون البرنامج يتعامل مع الأرقام في التحليل الإحصائي مما يتطلب منا ترميز البيانات حتى يتسنى لنا إخضاعها لعمليات التحليل.

لإدخال البيانات إلى برنامج SPSS أولا تحديد المتغيرات و تعريف طبيعتها للبرنامج بشكل صحيح لتفادي أخطاء المعالجة و التحليل، و يتم هذا العمل من خلال لوحة "التحكم في المتغيرات" " Affichage des variables" (Variable view) . تتكون هذه الوحة من سطور تمثل عدد المتغيرات، و أعمدة تحدد خصائص المتغيرة.



1) إسم المتغيرة Nom

يشترط في إسم المتغيرة أن يكون مقتضبا و أن لا يتعدى 68 حرفا و أن لا يبتدئ برقم و أن لا ينتهي بنقطة . أما بالنسبة للغة العربية فيجب ضبط البرنامج على UTF-8.

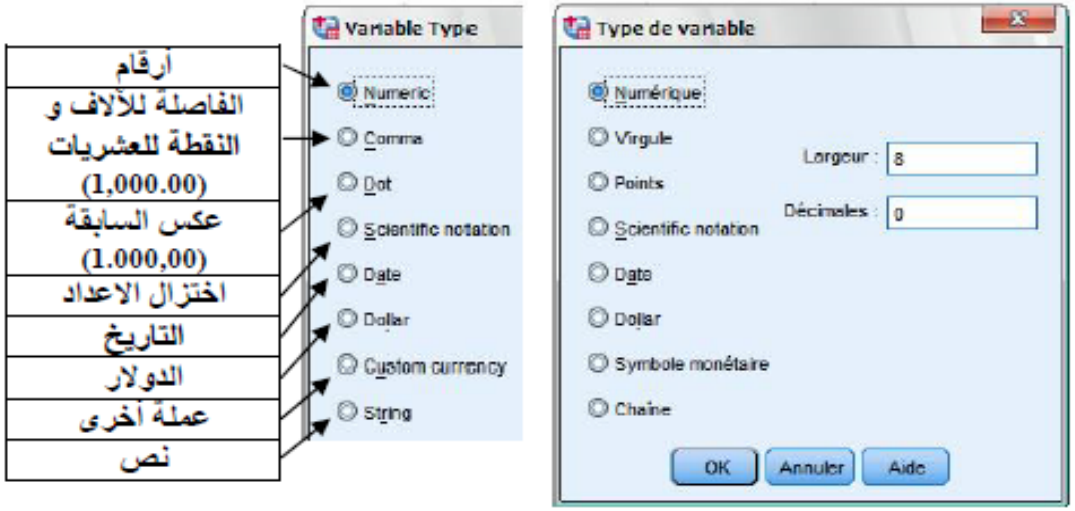
2) نوع المتغيرة Type

رغم تعدد الاختيارات التي يتيحها البرنامج إلا أنه في الأصل توجد ثلاث أنواع فقط و هي : الأرقام و النصوص و التاريخ. أما الباقي فهي عبارة عن تحسينات في كيفية إظهار البيانات.

الاختيار الأول و هو الاختيار الافتراضي في البرنامج لكونه أساس العمليات الاحصائية و تندرج ضمنه جميع أنواع المتغيرات المراد إخضاعها لعملية التحليل، حتى المتغيرات النوعية يتم إدخالها على شكل أرقام و يتم بعد ذلك ترميزها.

ليس هناك اختلاف في الجوهر فيما بين الأرقام و الفاصلة و النقطة فكلها تفي بنفس الغرض إلا أن الفرق بينهم يتجلى في كيفية عرض الأعداد، و هذا بطبيعة الحال لا يؤثر على عملية التحليل

Type
Numérique



لا نستعمل الاختيار الأخير إلا في حالة المتغيرات التي لا نريد أن نخضعها للتحليل. كأسماء الأفراد المستجوبين مثلا، لكون البرنامج لا يتعامل مع النصوص و الأسماء، و لهذا إذا أردنا إخضاع متغيرة نوعية للتحليل يجب ترميزها و اختيار الأمر الأول المتمثل في الأرقام Numérique.

3) طول النص او الأرقام Largeur (Caractères)

من خلال العمود Largeur الخاص بطول بيانات المتغيرة، يمكن حصر عدد الأرقام أو الحروف التي يمكن إدخالها و ذلك لتقليل الوقوع في الأخطاء أثناء عملية إدخال البيانات.

4) عدد الأرقام بعد الفاصلة Décimales

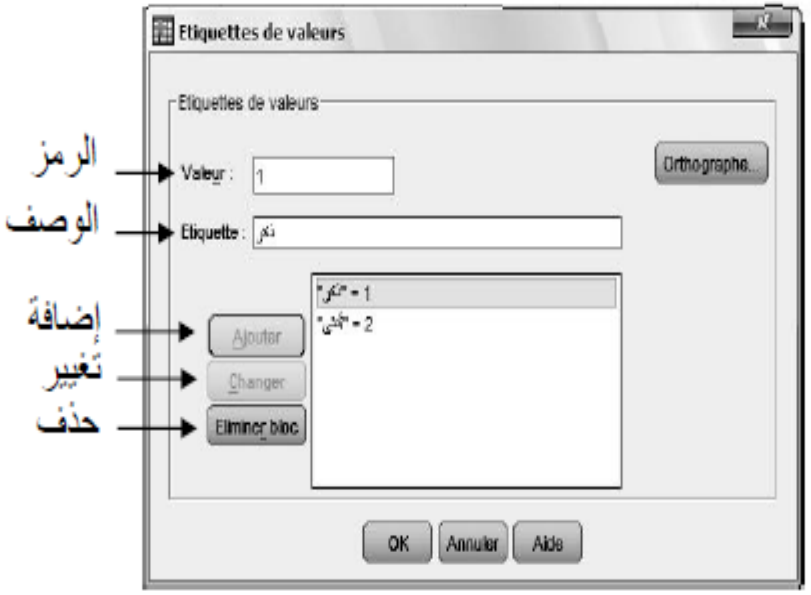
تهم خانة Décimales الأرقام فقط وذلك لتحديد عدد الأرقام بعد الفاصلة و يستحسن ضبطها على الصفر في حالة المتغيرات الكمية المنفصلة. كما أن البرنامج يقوم بعملية تصحيح الفاصلة في حالة البيانات المتصلة إذا لم يتم إظهار الأرقام العشرية.

5) الشارة Etiquette (*Label*)

تسمح لنا خانة Etiquette (*Label*) بكتابة الإسم الكامل للمتغيرة بشكل حر، لأن خانة الإسم مقيدة ببعض الشروط.

6) تعيين رموز للمتغير Valeurs

يستخدم هذا الأمر خلال مرحلة ترميز بيانات المتغيرة فنكتب في خانة Etiquette اسم الحالة، و في خانة Valeur نكتب الرمز الافتراضي الذي نود أن نعطيه لها. بعدها نضغط على Ajouter (Add) لإضافة القيمة الجديدة إلى القيم الاختيارية للمتغيرة.



) المقياس Mesure (*Measure*)

لتحديد مقياس المتغير نضغط داخل الخلية اسفل Mesure ثم نضغط على السهم الموجود داخل الخلية فتظهر الخيارات التالية كما بالشكل.

المقياس الكمي Echelle (Scale) : يستخدم مع المتغيرات الكمية التي لم تخضع لعملية الترميز و هو الاختيار افتراضي من طرف البرنامج.

المقياس الرتبي Ordinales (Ordinal) : يتم اختياره في حالة المتغيرات النوعية المراد احترام التراتبية في حالاتها الإحصائية.

المقياس الإسمي Nominales (Nominal) : يجب اختياره عند ترميز المتغيرات الإسمية، كإشارة للبرنامج على أن القيم التي اعتمادها في الترميز هي متساوية.

بعد الانتهاء من كتابة المتغيرات ننتقل إلى مرحلة إدخال قيم المتخيرات في لوحة إظهار البيانات Affichage des données (Data View) و هي شبيهة إلى حد ما بلوحة برنامج Excel .

2 - إدخال بيانات المتغيرات النوعية.

بالنسبة للبيانات المرمزة الخاصة بالمتغيرات النوعية يمكننا إدخال البيانات بثلاث طرق :

- الطريقة الأولى : يتم كتابة الرمز الذي تأخذه كل صفة.
- الطريقة الثانية: يتم كتابة الصفة، ويشترط أن تكتب بشكل صحيح كما كتبت أثناء عملية الترميز، لأن أي خطأ سيقحمنا في القيم المفقودة.
- الطريقة الثالثة: اختيار الصفة من القائمة المنسدلة التي تظهر بعد النقر داخل الخانة المراد ملؤها. و تعتبرهذه الطريقة كحل بديل لتجاوز مشكلة إدخال بيانات غير معروفة.

تتطلب الطريقتين الثانية و الثالثة ضبط البرنامج على وضعية إظهار أسماء القيم المرمزة و ذلك من خلال قائمة Affichage (View) و اختيار الأمر Etiquettes de valeurs (Value Labels) أو بالضغط على الأيقونة الموافقة لهذا الأمر في شريط الأدوات التي توافقها الأيقونة التالية في النسخ القديمة.

1.2 - إدخال بيانات المتسلسلات الإحصائية المبوبة

نأخذ الجدول التالي كمثال

X	Y
[40-80[	320
[80-120[	1600
[120-160[	748
	$\sum F_i = 2668$

بالنسبة للجدول أعلاه لدينا متغيرتين X و Y، لو أردنا إدخالها إلى برنامج SPSS فإنه يجب علينا ترميز المتغيرة X بمركز الفئة و هي عبارة عن متغير رتبي Ordinale. بينما تشكل المتغيرة Y عدد الملاحظات أو التكرارات فيتم إدراجها كمتغير كمي Echelle.

ففي هذه الحالة لإعطاء المتسلسلة الإحصائية وزنها الطبيعي ينبغي إدخال الفئة الأولى من المتغيرة X **320** مرة، و الفئة الثانية **1600** مرة، و الفئة الثالثة 748 مرة، بما مجموعه **2668** حالة Cases على أن كل حالة ستأخذ قيمة **1** كتكرار يقابلها في المتغيرة Y، و بطبيعة الحال سيتطلب هذا منا وقتا طويلا.

الحل البديل، هو أن يتم إدخال معطيات الجدول كما هي بعد ترميز المتغيرة X

5 : Y

	X	Y
1	[40-80[	320
2	[80-120[	1600
3	[120-160[	748
4		

ثم من قائمة Données (Data) نختار الأمر Pondérer les observation (Weight Cases) أو الضغط على أيقونة

الميزان في شريط الأدوات أو و ذلك لإعطاء المتغيرة X وزنها من خلال التكرارات الموافقة لها بالمتغيرة Y . فتظهر لنا علبة الحوار التالية Boite de dialogue

فنختار المتغيرة التي تمثل التكرارات و في هذا المثال لدينا المتغيرة Yبعدها نضغط على Ok. لإلغاء أمر ترجيح الحالات نقوم بنفس الخطوات و نختار الأمر الأول (Do Ne pas pondérer les observations not weight cases)

- تطبيق بعض المقاييس الإحصائية باستخدام برنامج SPSS

بعدما تعرفنا على أنواع البيانات و كيفية إدخالها إلى برنامج SPSS سنحاول في هذه الفقرة التعرف على كيفية حساب مقاييس النزعة المركزية و مقاييس التشتت و الارتباط من خلال برنامج SPSS

- حساب مقاييس النزعة المركزية

سنأخذ الجدول التالي كمثال لحساب مقاييس النزعة المركزية

	المحطة	الارتفاع	الحرارة
1	أكنول	1210	1,5
2	أسيلا	12	7,0
3	باب برد	1220	,9
4	باب تازة	880	2,5
5	شفشاون	630	5,9
6	فاس	415	4,3
7	كتامة	1590	,5
8	الحوائض	10	6,0
9	وزان	300	5,3
10	طنجة	75	9,0
11	تاونات	670	4,9
12	تازة	505	3,9
13	تطوان	5	8,3
14	زومي	350	4,4

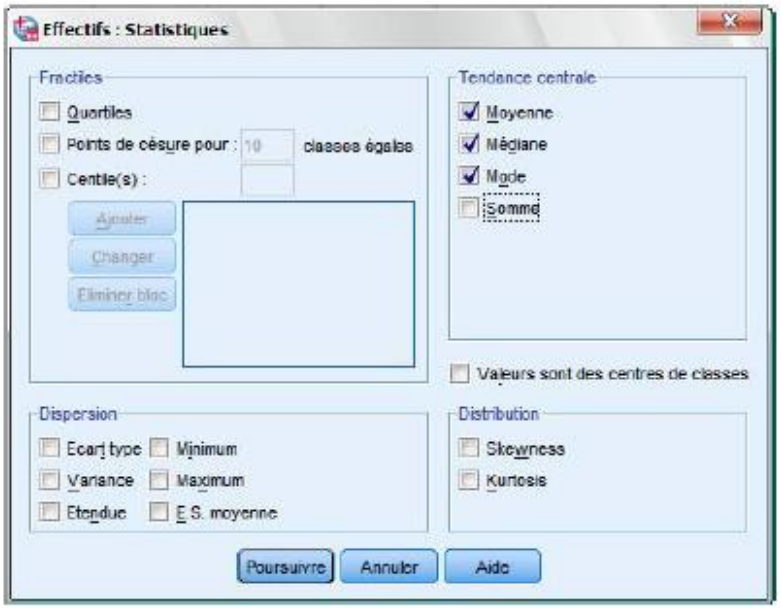
يحتوي الجدول على 14 محطة مناخية بشمال المغرب تمتد على طول محور تازة العرائش و شمال هذا المحور، و يحتوي هذا الجدول على متغيرتين إحصائيتين (الارتفاع و درجة الحرارة)، فمقاييس النزعة المركزية تدخل ضمن التحليل أحادي المتغيرة أي أنه رغم توفر الجدول على أكثر من متغيرة فإننا سنقوم بدراسة مقاييس النزعة المركزية لكل متغيرة على حدى علما أننا سننفذ أمر التحليل جملة واحدة لكل التغيرات من خلال برنامج spss، و لا يعني ذلك أننا نقوم بالتحليل ثنائي المتغيرة بل التحليل أحادي المتغيرة الذي ينبني على دراسة و تفسير المتغيرات المتوفرة لدينا واحدة تلو الأخرى.

لحساب مقاييس النزعة المركزية باستخدام برنامج SPSS يتم استدعاء محلل البيانات، من شريط القوائم نختار الأمر Analyse (Analyze) ثم نختار مجموعة المقاييس الوصفية Statistique descriptive (Descriptive Statistics) و منها نختار الأمر Effectifs (Frequencies) فيظهر مربع حواري جديد مقسم إلى قسمين:

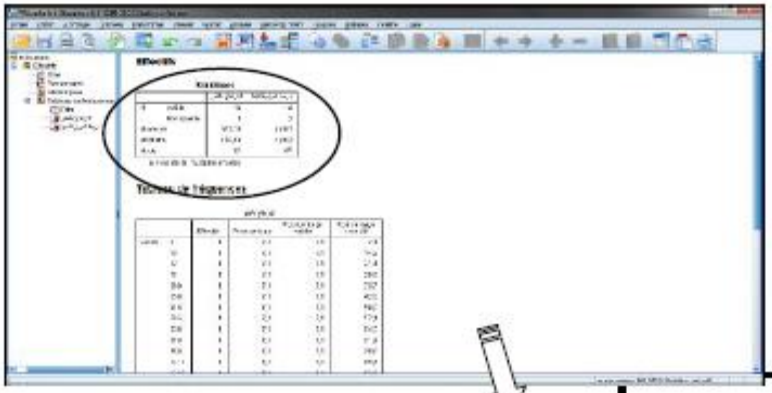
الأول على اليسار يظهر كل المتغيرات الواردة بالجدول التي يمكن إخضاعها للتحليل،

و الثاني يظهر المتغيرات التي تم انتقاؤها لإجراء العملية عليها و يتم ذلك من خلال انتقاء المتغيرة في العمود الأول و النقر عليها مرتين أو انتقاؤها و نقلها بالسهم الموجود بين القسمين.

بعد ذلك نختار الأمر Statistiques (Statistics) من نفس مربع الحوار فيظهر لنا مربع حواري آخر يظهر معظم مقاييس النزعة المركزية و التشتت.



سنختار في هذا المثال حساب المتوسط و الوسيط و المنوال وسنترك خانة المجموع فارغة لكون حساب مجموع الارتفاعات أو مجموع الحرارة في هذه الحالة يعد غير ضروري و ليس له أي دلالة إحصائية و بالتالي سنقتصر على المقاييس الثلاث الأولى. بعد اختيار المقاييس المراد حسابها نضغط على Poursuivre ثم Ok فتظهر لنا نافذة النتائج



			الارتفاع بالمتر	درجة الحرارة الدنيا
عدد الحالات	N Valid	N Valide	14	14
القيم المفقودة	Missing	Manquante	0	0
المتوسط	Mean	Moyenne	562,29	4,600
الوسيط	Median	Médiane	460,00	4,650
المنوال	Mode	Mode	5[a]	,5[a]

a. Il existe de multiples modes

يتضح من جدول النتائج أن عدد الحالات التي أخضعت للتحليل وصل إلى **14** حالة من دون وجود قيم مفقود أي أن جميع المحطات قد أخضعت للتحليل. و يتضح من الجدول نفسه أن متوسط

الارتفاع بالمجال المدروس هو 562,29 متر و يبعد عن القيمة الوسيطة بحوالي 102 متر إذ تمثل 460 متر القيمة الوسيطة بهذه المتسلسلة الإحصائية. في حين أن البرنامج أشار إلى القيمة 5 كقيمة منوالية مع إعطاء إحالة تدل على وجود اكثر من منوال و أنه اعتمد على أصغر قيمة في المتسلسلة و التي تمثل محطة تطوان التي تعلو عن سطح البحر ب 5 أمتار فقط. بينما متوسط الحرارة الدنيا هو بحدود 4,6° الذي يقترب من الوسيط ب 0,05° مما يدل على أن قيم درجات الحرارة الدنيا بالمجال المدروس تتوزع بشكل طبيعي و يمثل الوسيط القيمة 4,65° بينما هناك أكثر من منوال و يظهر البرنامج أصغر قيمة كقيمة منوالية و هي 0,5° المسجلة بمحطة كتامة.

2.4 ـ حساب مقاييس التشتت

سبق و أن أشرنا إلى كيفية حساب مقاييس التشتت بالطريقة اليدوية، وسنحاول الآن معرفة كيفية حساب هذه المقاييس باستخدام برنامج SPSS.

بما أن هذه المقاييس تدخل ضمن مقاييس الإحصاء الوصفي فسنجدها على نفس المسار الذي قمنا من خلاله بحساب مقاييس النزعة المركزية. أي باتباع الخطوات التالية:

من قائمة Analyse نختار الأمر Statistiques descriptives ثم effectifs

يظهر لنا مربع حوار ونختار منه مربع الحوار التالية:

Equart-Type	*Standard deviation*	الانحراف المعياري
Variance	*Variance*	التباين (التغير)
Etendue	*Range*	المدى
Minimum	*Minimum*	القيمة الدنيا
Maximum	*Maximum*	القيمة القصوى

ثم نضغط على Poursuivre ثم Ok فتظهر لنا نافذة النتائج.

			الارتفاع بالمتر	درجة الحرارة الدنيا
عدد الحالات	*N Valid*	N Valide	14	14
القيم المفقودة	*Missing*	Manquante	0	0
الانحراف المعياري	*Std. Deviation*	Ecart-type	505,36	2,6044
التباين	*Variance*	Variance	255394,68	6,783
المدى	*Range*	Intervalle	1585	8,5
القيمة الدنيا	*Minimum*	Minimum	5	,5
القيمة القصوى	*Maximum*	Maximum	1590	9,0

نلاحظ من خلال الجدول التالي أنه لا توجد أية قيم مفقودة لكل من درجة الحرارة الدنيا و الارتفاع. بالنسبة للارتفاعات نلاحظ وجود مدى كبير يصل إلى 1585 متر إذ أن قيم الارتفاع بالمحطات المناخية تتراوح بين 5 أمتار و 1590 متر مما يدل أن المجال المدروس يمتد من بضعة أمتار عن سطح البحر حتى يصل إلى نطاق الغابة المختلطة من الأرز و السنديان. فوجود هذا الفارق الكبير في مدى الارتفاع قد يؤدي لا محالة إلى وجود اختلافات جذرية في درجة الحرارة الدنيا لاسيما و أن القاعدة تقضي بانخفاض درجة الحرارة مع الارتفاع بحوالي 1 درجة في كل 100 متر أو 0,5 في حالة وجود جو مشبع بالرطوبة، إلا أن هذه القاعدة قد تتأثر بالموقع العرضي أو البعد و القرب عن البحر و سنرى لاحقا إن أمكن دراسة الارتباط للتأكد من صحة وجود علاقة بين الارتفاع و درجة الحرارة.

تقوم مقاييس التشتت بدراسة تشتت قيم المتسلسلة الإحصائية عن المتوسط الحسابي، و لحساب نسبة تشتت القيم نقسم الانحراف المعيار على المتوسط الحسابي ثم نضربه في 100

$$CV = \frac{\sigma x}{\bar{x}} * 100 = \frac{505,36}{562,29} * 100 = 89,9\%$$

و من خلال معامل التشتت تبين لنا أن قيم الارتفاع تعرف تشتتا كبيرا يصل إلى حوالي 90%

3.4 - دراسة الارتباط الخطي البسيط لبيرسون Pearson

يمثل الجدول التالي مردودية الحبوب ببعض المناطق الفلاحية بالمغرب، و في المقابل تمت مقارنتها بمتوسط التساقطات، و نعلم أن التساقطات متغيرة مستقلة عن المردودية، بينما المردودية تتعتبر متغيرة تابعة يمكن أن تتأثر بالتساقطات. و سندرس في هذا المثال مدى ارتباط أو مدى تأثر مردودية الحبوب بالتساقطات.

نلاحظ من خلال الجدول التالي أنه لا توجد أية قيم مفقودة لكل من درجة الحرارة الدنيا و الارتفاع. بالنسبة للارتفاعات نلاحظ وجود مدى كبير يصل إلى 1585 متر إذ أن قيم الارتفاع بالمحطات المناخية تتراوح بين 5 أمتار و 1590 متر مما يدل أن المجال المدروس يمتد من بضعة أمتار عن سطح البحر حتى يصل إلى نطاق الغابة المختلطة من الأرز و السنديان. فوجود هذا الفارق الكبير في مدى الارتفاع قد يؤدي لا محالة إلى وجود اختلافات جذرية في درجة الحرارة الدنيا لاسيما و أن القاعدة تقضي بانخفاض درجة الحرارة مع الارتفاع بحوالي 1 درجة في كل 100 متر أو 0,5 في حالة وجود جو مشبع بالرطوبة، إلا أن هذه القاعدة قد تتأثر بالموقع العرضي أو البعد و القرب عن البحر و سنرى لاحقا إن أمكن دراسة الارتباط للتأكد من صحة وجود علاقة بين الارتفاع و درجة الحرارة.

تقوم مقاييس التشتت بدراسة تشتت قيم المتسلسلة الإحصائية عن المتوسط الحسابي، و لحساب نسبة تشتت القيم نقسم الانحراف المعيار على المتوسط الحسابي ثم نضربه في 100

$$CV = \frac{\sigma x}{\overline{x}} * 100 = \frac{505,36}{562,29} * 100 = 89,9\%$$

و من خلال معامل التشتت تبين لنا أن قيم الارتفاع تعرف تشتتا كبيرا يصل إلى حوالي 90%

- دراسة الارتباط الخطي البسيط لبيرسون Pearson

يمثل الجدول التالي مردودية الحبوب ببعض المناطق الفلاحية بالمغرب، و في المقابل تمت مقارنتها بمتوسط التساقطات، و نعلم أن التساقطات متغيرة مستقلة عن المردودية، بينما المردودية تتعتبر متغيرة تابعة يمكن أن تتأثر بالتساقطات. و سندرس في هذا المثال مدى ارتباط أو مدى تأثر مردودية الحبوب بالتساقطات.

region	Larentabilite	P
Agadir	7	230
Alhoceima	18	380
Casa	20	445
Saouira	12	222
Fes	20	523
Marrakech	10	172
Ouejda	12	226
Rabat	20	560
Nador	17	443
Jadida	14	409

قمنا بدراسة الارتباط بين التساقطات و مردودية الحبوب بعشر مناطق مختلفة فكانت نتائج الارتباط كما يلي :

		La rentabilité des céréales(q/h)	P (mm)
La rentabilité des céréales(q/h)	Pearson Correlation	1	,896**
	Sig. (2-tailed)		,000
	N	10	10
P (mm)	Pearson Correlation	,896**	1
	Sig. (2-tailed)	,000	
	N	10	10

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

فمن خلال الجدول السابق حصلنا على معامل الارتباط بقيمة 0,896 و أنها دالة في هذه الحالة عند مستوى 0,01 و ان N المشار إليها في الجدول هي عدد الحالات أو الأفراد و هنا لدينا N تساوي 10 و التي هي عشر مناطق فلاحية. و يمكن اختصار الجدول السابق إلى الجدول التالي :

Correlations Statistics=Pearson Correlation	La rentabilité des céréales (q/h)	P (mm)
La rentabilité des céréales (q/h)	1	0,896
P (mm)	0,896	1

نلاحظ من خلال الجدول أن الارتباط بين نفس المتغيرة هو دائما **1** و أن الارتباط بين المردودية و التساقطات هو نفسه بين التساقطات و المردودية و هذه قاعدة : أن الارتباط بين نفس المتغيرة يساوي **1** و

أن الارتباط بين X و Y هو نفسه الارتباط بين Y و X . و في هذه الحالة الارتباط بين التساقطات و مردودية الحبوب قوي جدا

و عند دراسة الانحدار توصلنا للجداول التالية :

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,896[a]	,803	,778	2,198

a. Predictors: (Constant), P (mm)

ANOVA[b]

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	157,340	1	157,340	32,558	,000[a]
	Residual	38,660	8	4,833		
	Total	196,000	9			

a. Predictors: (Constant), P (mm)

b. Dependent Variable: La rentabilité des céréales(q/h)

يبين الجدول الأول قيمة معامل الارتباط R و معامل التحديد R^2 فالأولى هي نفسها التي حصلنا عليها سابقا و التي تساوي 0,896 أما معامل التحديد فيقدر ب **80%**

في حين أن الجدول الثاني يفسر لنا تحليل التباين ANOVA للانحدار و أن قيمة FO المحسوبة عند مستوى دلالة a = 0,05 و درجات حرية df1 = 1 و df2 = 8 تساوي 32,558 و هي أكبر من قيمة F1 الجدولية عند نفس المستوى التي تساوي 5.317 . و بناء عليه نرفض الفرضية الصفرية H0 و نقبل بالفرضية البديلة و نحكم بوجود علاقة خطية بين المتغير التابع و المتغير المستقل و بالتالي يمكننا الاستدلال على أن 80% من المردودية تفسرها كمية التساقطات بالمنطقة و أن 20% تعود لعوامل أخرى.

عند مستوى الدلالة 0,05 فإن الباحث يتأكد بنسبة **95%** من صحة فرضه و يخطئ فقط في **5%** من الحالات، ويجب تحديد مستوى الدلالة الذي سيعتمد عليه في اختبار صحة الفرض، و أهم مستويين هما **99%**، **95%**. أي (0,05 و 0,01)

إذن كيف يمكننا من خلال مستوى الدلالة تأكيد صحة الفرض أو نفيه؟

عند اجراء اختبار ما فإننا سنحصل على مستوى دلالة يرمز له بالرمز sig يتراوح معدله بين **0** و **100** أي بين (0,000 و 0,100) و يختلف حسب درجة أو مستوى الثقة التي نحددها، و غالبا ما نختار

0,05 كمستوى الثقة و هو المستوى المحدد افتراضيا من طرف برنامج SPSS أي أن الباحث سيقوم باختبار الفرضيات و سيحصل على نتائج تكون نسبة الصدق فيها ب 95% في حين أنه يمكن أن يخطأ في 5% و التي تساوي درجة الثقة التي حددها سابقا 5% أي (0,05).

يجب تحديد الفرضيات H0 (الفرضية الصفرية) و H1 (الفرضية البديلة) عند كل عملية اختبار كالارتباط و الانحدار أو مقارنة المتوسطات

فمثلا عند دراسة الارتباط تكون الفرضية الصفرية تقضي بعدم وجود ارتباط بين X و Y

الفرضية الصفرية = لا يوجد ارتباط وثيق بين المتغير المستقل X و المتغير التابع H0 = Y

الفرضية البديلة = يوجد ارتباط ذو دلالة بين المتغير المستقل X و المتغير التابع H1 = Y

إذن عند إجراء الاختبار المتمثل في الارتباط يمكننا الاعتماد على درجة sig المحصل عليها من خلال برنامج SPSS و التي تكون كما يلي :

الفرضية	H_0	H_1
نتيجة sig	sig المحصل عليها أكبر من درجة الثقة المحددة أو أكبر من 0,05 المحددة افتراضيا	sig المحصل عليها أصغر من درجة الثقة المحددة أو أصغر من 0,05 المحددة افتراضيا
	0,05 < sig	sig < 0,05
القرار	قبول الفرضية الصفرية	رفض الفرضية الصفرية و قبول الفرضية البديلة

إذا كانت sig المحصل عليها أكبر من sig المفترضة (درجة الثقة) نقبل الفرضية الصفرية H0 التي تقضي بعدم وجود دلالة أو عدم وجود ارتباط.

أما إذا كانت sig المحصل عليها أصغر من sig المفترضة (درجة الثقة) فإننا نرفض الفرضية الصفرية H0 و نقبل بالفرضية البديلة H1 التي مفادها وجود دلالة احصائية أو وجود ارتباط بين X و Y

في حالة مقارنة المتوسطات فإن الفرضية H0 الصفرية يكون مفادها تساوي المتوسطات و أن الفرضية البديلة H1 تقضي بوجود فوارق أو اختلافات ذات دلالة احصائية و تعود للفئة ذات المتوسط الأكبر في حالة اختبار T.

القيم الجدولية لاختبار F عند مستوى الدلالة a = 0,05

df2/df1	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	12	15	20	24	30	40	60	120	INF
1	161.4476	199.5000	215.7073	224.5832	230.1619	233.9860	236.7684	238.8827	240.5433	241.8817	243.9060	245.9499	248.0131	249.0518	250.0951	251.1432	252.1957	253.2529	254.3144
2	18.5128	19.0000	19.1643	19.2468	19.2964	19.3295	19.3532	19.3710	19.3848	19.3959	19.4125	19.4291	19.4458	19.4541	19.4624	19.4707	19.4791	19.4874	19.4957
3	10.1280	9.5521	9.2766	9.1172	9.0135	8.9406	8.8867	8.8452	8.8123	8.7855	8.7446	8.7029	8.6602	8.6385	8.6166	8.5944	8.5720	8.5494	8.5264
4	7.7086	6.9443	6.5914	6.3882	6.2561	6.1631	6.0942	6.0410	5.9988	5.9644	5.9117	5.8578	5.8025	5.7744	5.7459	5.7170	5.6877	5.6581	5.6281
5	6.6079	5.7861	5.4095	5.1922	5.0503	4.9503	4.8759	4.8183	4.7725	4.7351	4.6777	4.6188	4.5581	4.5272	4.4957	4.4638	4.4314	4.3985	4.3650
6	5.9874	5.1433	4.7571	4.5337	4.3874	4.2839	4.2067	4.1468	4.0990	4.0600	3.9999	3.9381	3.8742	3.8415	3.8082	3.7743	3.7398	3.7047	3.6689
7	5.5914	4.7374	4.3468	4.1203	3.9715	3.8660	3.7870	3.7257	3.6767	3.6365	3.5747	3.5107	3.4445	3.4105	3.3758	3.3404	3.3043	3.2674	3.2298
8	5.3177	4.4590	4.0662	3.8379	3.6875	3.5806	3.5005	3.4381	3.3881	3.3472	3.2839	3.2184	3.1503	3.1152	3.0794	3.0428	3.0053	2.9669	2.9276
9	5.1174	4.2565	3.8625	3.6331	3.4817	3.3738	3.2927	3.2296	3.1789	3.1373	3.0729	3.0061	2.9365	2.9005	2.8637	2.8259	2.7872	2.7475	2.7067
10	4.9646	4.1028	3.7083	3.4780	3.3258	3.2172	3.1355	3.0717	3.0204	2.9782	2.9130	2.8450	2.7740	2.7372	2.6996	2.6609	2.6211	2.5801	2.5379
11	4.8443	3.9823	3.5874	3.3567	3.2039	3.0946	3.0123	2.9480	2.8962	2.8536	2.7876	2.7186	2.6464	2.6090	2.5705	2.5309	2.4901	2.4480	2.4045
12	4.7472	3.8853	3.4903	3.2592	3.1059	2.9961	2.9134	2.8486	2.7964	2.7534	2.6866	2.6169	2.5436	2.5055	2.4663	2.4259	2.3842	2.3410	2.2962
13	4.6672	3.8056	3.4105	3.1791	3.0254	2.9153	2.8321	2.7669	2.7144	2.6710	2.6037	2.5331	2.4589	2.4202	2.3803	2.3392	2.2966	2.2524	2.2064
14	4.6001	3.7389	3.3439	3.1122	2.9582	2.8477	2.7642	2.6987	2.6458	2.6022	2.5342	2.4630	2.3879	2.3487	2.3082	2.2664	2.2229	2.1778	2.1307
15	4.5431	3.6823	3.2874	3.0556	2.9013	2.7905	2.7066	2.6408	2.5876	2.5437	2.4753	2.4034	2.3275	2.2878	2.2468	2.2043	2.1601	2.1141	2.0658
16	4.4940	3.6337	3.2389	3.0069	2.8524	2.7413	2.6572	2.5911	2.5377	2.4935	2.4247	2.3522	2.2756	2.2354	2.1938	2.1507	2.1058	2.0589	2.0096
17	4.4513	3.5915	3.1968	2.9647	2.8100	2.6987	2.6143	2.5480	2.4943	2.4499	2.3807	2.3077	2.2304	2.1898	2.1477	2.1040	2.0584	2.0107	1.9604
18	4.4139	3.5546	3.1599	2.9277	2.7729	2.6613	2.5767	2.5102	2.4563	2.4117	2.3421	2.2686	2.1906	2.1497	2.1071	2.0629	2.0166	1.9681	1.9168
19	4.3807	3.5219	3.1274	2.8951	2.7401	2.6283	2.5435	2.4768	2.4227	2.3779	2.3080	2.2341	2.1555	2.1141	2.0712	2.0264	1.9795	1.9302	1.8780
20	4.3512	3.4928	3.0984	2.8661	2.7109	2.5990	2.5140	2.4471	2.3928	2.3479	2.2776	2.2033	2.1242	2.0825	2.0391	1.9938	1.9464	1.8963	1.8432
21	4.3248	3.4668	3.0725	2.8401	2.6848	2.5727	2.4876	2.4205	2.3660	2.3210	2.2504	2.1757	2.0960	2.0540	2.0102	1.9645	1.9163	1.8657	1.8117
22	4.3009	3.4434	3.0491	2.8167	2.6613	2.5491	2.4638	2.3965	2.3419	2.2967	2.2258	2.1508	2.0707	2.0283	1.9842	1.9380	1.8894	1.8380	1.7831
23	4.2793	3.4221	3.0280	2.7955	2.6400	2.5277	2.4422	2.3748	2.3201	2.2747	2.2036	2.1282	2.0476	2.0050	1.9605	1.9139	1.8648	1.8128	1.7570
24	4.2597	3.4028	3.0088	2.7763	2.6207	2.5082	2.4226	2.3551	2.3002	2.2547	2.1834	2.1077	2.0267	1.9838	1.9390	1.8920	1.8424	1.7896	1.7330
25	4.2417	3.3852	2.9912	2.7587	2.6030	2.4904	2.4047	2.3371	2.2821	2.2365	2.1649	2.0889	2.0075	1.9643	1.9192	1.8718	1.8217	1.7684	1.7110
26	4.2252	3.3690	2.9752	2.7426	2.5868	2.4741	2.3883	2.3205	2.2655	2.2197	2.1479	2.0716	1.9898	1.9464	1.9010	1.8533	1.8027	1.7488	1.6906
27	4.2100	3.3541	2.9604	2.7278	2.5719	2.4591	2.3732	2.3053	2.2501	2.2043	2.1323	2.0558	1.9736	1.9299	1.8842	1.8361	1.7851	1.7306	1.6717
28	4.1960	3.3404	2.9467	2.7141	2.5581	2.4453	2.3593	2.2913	2.2360	2.1900	2.1179	2.0411	1.9586	1.9147	1.8687	1.8203	1.7689	1.7138	1.6541
29	4.1830	3.3277	2.9340	2.7014	2.5454	2.4324	2.3463	2.2783	2.2229	2.1768	2.1045	2.0275	1.9446	1.9005	1.8543	1.8055	1.7537	1.6981	1.6376
30	4.1709	3.3158	2.9223	2.6896	2.5336	2.4205	2.3343	2.2662	2.2107	2.1646	2.0921	2.0148	1.9317	1.8874	1.8409	1.7918	1.7396	1.6835	1.6223
40	4.0847	3.2317	2.8387	2.6060	2.4495	2.3359	2.2490	2.1802	2.1240	2.0772	2.0035	1.9245	1.8389	1.7929	1.7444	1.6928	1.6373	1.5766	1.5089
60	4.0012	3.1504	2.7581	2.5252	2.3683	2.2541	2.1665	2.0970	2.0401	1.9926	1.9174	1.8364	1.7480	1.7001	1.6491	1.5943	1.5343	1.4673	1.3893
120	3.9201	3.0718	2.6802	2.4472	2.2899	2.1750	2.0868	2.0164	1.9588	1.9105	1.8337	1.7505	1.6587	1.6084	1.5543	1.4952	1.4290	1.3519	1.2539
inf	3.8415	2.9957	2.6049	2.3719	2.2141	2.0986	2.0096	1.9384	1.8799	1.8307	1.7522	1.6664	1.5705	1.5173	1.4591	1.3940	1.3180	1.2214	1.0000

قيم معامل ارتباط بيرسون

0,01	0,05	د.ح
0,999	0,997	1
0,990	0,950	2
0,959	0,878	3
0,917	0,811	4
0,874	0,754	5
0,834	0,707	6
0,798	0,666	7
0,765	0,632	8
0,735	0,602	9
0,708	0,576	10
0,684	0,553	11
0,661	0,532	12
0,641	0,514	13
0,623	0,497	14
0,606	0,482	15
0,590	0,468	16
0,575	0,456	17
0,561	0,444	18
0,549	0,433	19
0,537	0,423	20
0,526	0,413	21
0.515	0,404	22
0,505	0,396	23
0,487	0,388	24
0,479	0,381	25
0,471	0,374	26
0,463	0,367	27
0,456	0,361	28
0,449	0,355	29
0,436	0,349	30
0,424	0,339	32
	0,329	34

0,0 1	0.05	د.ح
0,418	0,325	35
0,413	0,320	36
0,403	0,312	38
0,393	0,304	40
0,384	0,297	42
0,376	0,291	44
0,372	0,288	45
0,368	0,284	46
0,361	0,279	48
0,354	0,273	50
0,338	0,261	55
0,325	0,250	60
0, 313	0.241	65
0,302	0,232	70
0,292	0,224	75
0,283	0,217	80
0,275	0 21 1	85
0,267	0 205	90
0,260	0,200	95
0,254	0,195	100
0,228	0,174	125
0,208	0,159	150
0,193	0,148	175
0,181	0,138	200
0,148	0,113	300
0,128	0,098	400
0,115	0,088	500
0,081	0,062	1.000

قيم الدلالة الإحصائية لمعامل سبيرمان

اختبار ذو النهاية الواحدة مستوى الدلالة		درجات الحرية	اختبار ذو النهايتين مستوى الدلالة	
0,01	0,05		0,01	0,05
1.00	0.900	5	1.00	0.970
0.943	0.829	6	1.00	0.886
0.893	0.714	7	1.00	0.787
0.833	O.643	8	0.881	O.738
0.783	O.600	9	0.833	0.683
0.745	0.564	10	0.818	0.648
0.736	0.523	11	0.794	0.623
0.703	O.497	12	0.780	0.591
0.673	O.475	13	0.745	0.566
0.646	0.457	14	0.716	0.545
0.623	0.441	15	0.689	0.525
0.601	0.425	16	0.666	0.507
0.582	0.412	17	0.654	0.490
0.564	0.399	18	0.625	0.476
0.549	0.388	19	0.608	0.462
0.534	0.377	20	0.591	0.450
0.521	0.368	21	0.576	0.438
0.507	0.359	22	0.562	0.428
0.496	0.351	23	0.549	0.418
0.485	0.343	24	0.537	0.409
0.475	0.336	25	0.526	0.400
0.465	0.329	26	0.515	O.392
0.456	0.323	27	0.505	0.385
0.448	0.317	28	0.496	0.377
0.440	0.311	29	0.487	0.370
0.432	O.305	30	0.478	0.364

الدلالة الإحصائية لاختبار T

اختبار الطرفين		اختبار الطرف الواحد		د.ح
0.01	0.05	0.01	0.05	
63.657	12.706	31.821	6.314	1
9.925	4.303	6.965	2.920	2
5.841	2.182	4.541	2.353	3
4.604	2.776	3.747	2.132	4
4.32	2.571	3.365	0.015	5
3.707	2.448	0.143	0.942	6
3.499	2.365	2.997	1.895	7
3.355	2.306	2.896	1.860	8
3.250	2.262	2.821	1.833	9
3.169	2.220	2.764	1.812	10
3.106	2.718	2.718	1.796	11
3.055	2.681	2.681	1.782	12
3.012	2.650	2.650	1.771	13
2.977	2.624	2.624	1.761	14
2.947	2.602	2.662	1.753	15
2.921	2.583	2.883	1.764	16
2.898	2.576	2.567	1.740	17
2.878	0.552	0.552	1.734	18
2.861	2.539	2.539	1.729	19
2.845	2.528	2.538	1.725	20
2.831	2.518	2.518	1.721	21
2.819	2.508	2.508	1.717	22
2.807	2.500	2.500	1.714	23
2.797	2.492	2.492	1.711	24
2.787	2.485	2.485	1.708	25
2.779	2.479	2.479	1.706	26
2.771	2.473	2.483	1.703	27
2.763	2.467	2.467	1.701	28
2.756	2.462	2.462	1.699	29
2.750	2.457	2.457	1.697	30
2.704	2.423	2.432	0.684	40
2.660	2.390	2.390	1.671	60
2.617	2.359	2.359	1.658	120
2.576	2.126	2.126	1.645	α

• المراجع :

- **محمد بوعلاق، 2012، الموجه في الاحصاء الوصفي والاستدلالي في العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية، دار الأمل: الجزائر.**
- **عيسى بدر، عماد غصاب، 2007، مبادئ الإحصاء الوصفي والإستدلالي، دار المسيرة: عمان.**
- **جميل حمداوي، 2014 ، الإحصاء التربوي، أفريقيا الشرق: المغرب.**
- **جمال شعوان، 2014، مدخل لدراسة وتحليل البيانات الإحصائية تطبيقات على برنامج spss، المغرب.**
- **Beatrice, B., 1996, statistique appliquées a la psychologie, tome 2. statistiques inferentielles. Breal: Paris.**
- **Faverge, M.J., Méthodes statistiques en psychologie appliquée , tome 1. Presses universitaires de France.**
- **Nicolas, G., 2013, Statistique pour psychologues - Cours et exercices, Dunod.**