

الجمهورية الجزائرية الديمقراطية الشعبية
وزارة التربية الوطنية

المعهد الوطني لتكوين مستخدمي التربية وتحسين مستواهم

الإحصاء التربوي

سند تكويني

موجه لجميع الأسلاك

إعداد

هيئة التأطير بالمعهد

السنة : 2005



4 - شارع أولاد سيدي الشيخ - الحراش - الجزائر

الموقع على الأنترنت: <http://www.infpe.edu.dz>

البريد الإلكتروني: contact@infpe.edu.dz

مقدمة

أصبح الإحصاء هو الأسلوب الذي بغيره لا يقتنع الإنسان في العصر الحديث عندما يواجه مشكلة أو سؤالاً يتطلب الإجابة العلمية الصحيحة عليه، ولم يعد يكفي أن تصاغ الإجابات صياغة إنشائية منمقة، بل من الضروري أن تدعم كل إجابة بالأرقام، كما أنه لا يمكن أن يكون هناك تخطيط علمي صحيح ما لم تسنده البيانات الإحصائية، غير أن هذه البيانات الإحصائية في ذاتها لا تكفي للتعبير عن الحقائق الملموسة أو المرئية، إذ لا بد لهذه البيانات أن تصاغ وأن تعالج معالجة خاصة تجعلها قادرة على نقل صور الحقائق في يسر وسهولة ووضوح، وما لم تستخدم التقنيات والأساليب الإحصائية في تتبع تنفيذ المخطط وفي تقييم نتائجه.

وتبدو هنا أهمية الإحصاء في كافة المجالات كعلم وفن وأسلوب.

وليس من المبالغة في شيء أن يقال: أن غرض البحث والاستقصاء والدراسة هو الوصول إلى الحقيقة، وإن البحث العلمي القائم على الأساليب الإحصائية هو الوسيلة الأكثر وثوقاً

للوصول إلى حقائق الأشياء والظواهر ومعرفة كنه العلاقات التي تربط بينها وعلاقات بعضها ببعض، سواء أكانت هذه الظواهر اجتماعية أو اقتصادية أو طبيعية.

وفي المجال التربوي، فإن ممارسة المعلم والباحث، إن أريد لها أن تكون منهجية، لا بد أن تقوم على أساس علمي موضوعي يتمثل في التحكم في استخدام أدوات القياس ووسائل التجريب، ومعالجة ما يحصل عليه من معطيات معالجة إحصائية ثم تفسيرها سيكولوجيا وتربويا واجتماعيا على ضوءها. وإلى جانب ذلك فقد أصبح القياس الكمي والموضوعي يمثل عصب الدراسات والبحوث في المجال التربوي. والإحصاء هو اللغة التي يتكلم بها المربي في العصر الحديث، لذلك يحتاج الباحث في المجال التربوي إلى معرفة أسلوب القياس والإحصاء، لا لتطبيقها فحسب، وإنما أيضا لكي يقرأ ويفهم بحوث غيره الذين يعرضون نتائج أبحاثهم بلغة الإحصاء.

طبيعة علم الإحصاء

كان الإنسان يعمل جاهدا في اكتشاف حقائق الكون وسبر أغواره ومحاولا كشف أسرار الحياة المحيطة به .وقد اعتمد في ذلك على تأملاته الخاصة وتوصل إلى نتائج لا يمكن أن نقلل من أهميتها . غير أنه لم يقتنع بالنتائج التي توصل إليها عن طريق تأملاته . ولم يستطع أن يصبغ عليها صفة الحقيقة المجردة، وبذلك بدأ يفكر في منهاج آخر يعتمد عليه في بحثه عن الحقيقة . إن الملاحظة العابرة، لا يمكن أن تعبر عن الحقيقة مهما بلغت دقتها إلا إذا ثبتت بالبرهان المادي، فكيف السبيل إلى ذلك؟، وبذلك بدأت التجربة بأخذ مكانتها في الدراسة العلمية كمنهاج للبحث عن الحقيقة، لكن كثيرا ما تصادف الباحث العلمي مشكلات لا يمكن إخضاعها إلى البحث التجريبي .ولم يقف الإنسان مكتوف اليدين أمام هذه المشكلات بل استطاع أن يهتدي إلى منهاج آخر يساعده في الكشف عن الحقائق في الموضوعات غير الكاملة التجريب، خاصة منها ما تعلق بسلوك الإنسان في النواحي الاجتماعية والاقتصادية والسيكولوجية والتربوية إنه المنهج الإحصائي .

وبذلك فعند ما ندرس الإحصاء فنحن في الواقع ندرج منهجا من مناهج البحث العلمي، وليس معنى ذلك الإحصاء ليس علما قائما بذاته، فهو في الواقع علم له قوانينه وقواعده الرياضية الخاصة به. ومجاله هو تطبيقه في كل العلوم الأخرى.

أنواع البحوث الإحصائية

يمكن التمييز بين ثلاثة أنواع من البحوث الإحصائية:

1 - الإحصاء الوصفي: وفيه تجمع المعلومات عن ظاهرة معينة أو ظواهر لخدمة هدف محدد سلفا، ولا تشترط فيه فروض مسبقة، وإنما يقصد بها توفير البيانات التي يمكن أن تخدم أغراضا متعددة فيما بعد، بطريقة تجعل البيانات والمعطيات أو المعلومات تبدو واضحة وذات معنى ودلالة.

2 - الإحصاء التحليلي: وهي التي تجمع فيها المعلومات والبيانات خصيصا لتفسير مشكلة أو لاختبار فروض أو فرض معين، والباحث في هذا النوع، لا يقتصر على جمع المعلومات التي تخدم هدفه فحسب، وإنما يقوم كذلك بتحليلها إحصائيا بالطرق التي يراها مناسبة تسمح له بإصدار الأحكام.

3 - البحث الإحصائي التجريبي: وفيه يقوم الباحث بالتحكم في الظروف التي تجمع المعلومات على أساسها، إن الضبط والتحكم في المتغيرات الأساسية في البحث هي السمة المميزة لهذا النوع من البحوث، كما أنه يستطيع أن يقوم بتكرار جمع المعلومات، إن اقتضى الأمر ذلك، مما ينظم نتائجه بطريقة علمية صحيحة كاملة لمعالجتها إحصائيا، وقد حدد علماء الإحصاء قواعده وأصوله.

وسنحرص على تقديم ما يحتاج إليه الباحث في ميدان التربية دون الدخول في التفاصيل التي قد لا يحتاج إليها الطالب في إعداد مذكرة نهاية التكوين.

□ الإحصاء الوصفي والإحصاء الاستدلالي

إذا كان الباحث يهدف إلى تقديم صورة واضحة عن خصائص المجتمع أو العينة التي يدرسها من خلال الإحصائيات، دون أن يترتب عن استخدامها أية تعميمات، فإن عمله يكون واقعا في مجال الإحصاء الوصفي، كان يقوم الباحث بحصر عدد التلاميذ الناجحين في مدرسة معينة أو مقاطعة باستخدام النسب المئوية للناجحين. فإن عمله هذا يدخل في إطار الإحصاء الوصفي، أما إذا استخدم هذه النسب لتقدير نسبة الناجحين إلى الراسبين من أجل إصدار حكم معين عليها، فإن مجموع الإجراءات المستخدمة لهذا الغرض تقع ضمن مجال الإحصاء الاستدلالي.

1- الإحصاء الوصفي: سندرس في هذا المستوى من الإحصاء، بصورة خاصة، المواقع التالية: مقاييس النزعة المركزية، مقاييس التشتت، بتناول خصائص كل مقياس وأوجه استخدامه كأداة للوصف بالنسبة للظاهرة المراد دراستها .

2- الإحصاء الاستدلالي: إن استخدام المقاييس المذكورة أعلاه، لا يقتصر عادة، على الوصف بل يتعداه إلى مجالات أكثر تنوعا، كأن نحاول دراسة ظاهرة ما، إما للتحقق من درجة وجودها في المجتمع، أو لتحديد مدى تأثير مجموعة من العوامل والمتغيرات المختلفة عليها، وهو ما يساعد على اتخاذ القرارات أو إصدار الأحكام الخاصة بالظاهرة.

أخطاء شائعة في البحث الإحصائي

هناك أخطاء شائعة في استخدام الإحصاء في البحث قد تصل إلى حد يصبح معها غير ذي قيمة وفائدة، ولا يمكن الاعتماد على نتائجه ومن هذه الأخطاء:

1- التحيز :

قد يكون مقصودا، وقد يكون غير مقصود، ويسمى في الحالة الأولى تضليلا. وذلك عندما يحاول الباحث إظهار خاصية معينة بصورة أكبر مما هي عليه أو أقل. كأن نتحدث عن تأثير طريقة ما في تحصيل التلاميذ، فنختار لذلك مجموعة من التلاميذ من ذوي المستويات العليا في الذكاء ومجموعة من الأساتذة الذين يتمتعون بخبرات وكفايات عالية في التدريس تسند إليهم اختبار الطريقة، ونحن نعلم أن تأثير الطريقة على تحصيل التلاميذ، سلفا، لا يكون راجعا إلى الطريقة، وهذا النوع من التحيز يغلب على كل أنواع الدعاية تقريبا. أما الحالة الثانية التي لا يكون التحيز مقصودا ويسمى في هذه الحالة بالتحيز اللاشعوري وذلك عندما يعمد الباحث إلى توجيه النتائج التي تقبلها نفسه ويغض الطرف عن تلك التي لا تقبلها نفسه. كأن ينطلق الباحث بحكم مسبق عن الظاهرة التي يدرسها وبالتالي فهو لا يرى من الدلائل إلا ما يؤيد اتجاهه

ويكون ذلك خاصة عندما يتعلق البحث ببعض القيم الاجتماعية أو الدينية التي يؤمن بها الفرد .

والتحيز اللاشعوري أخطر من التحيز الشعوري المتعمد .لأنه يوجه البحث دون أن ينتبه الباحث إلى آثاره السيئة على النتائج .

2 - جمع البيانات :

قد يكون جمع البيانات غير كاف، وكثيرا ما تقتصر على دراسة عينة لا تكون ممثلة للمجتمع المراد دراسته .ولا بد من الإشارة في هذه النقطة، إلى وجود علاقة بين حجم العينة وبين مقدار الخطأ المحتمل حدوثه في النتائج .وإنه كلما قل حجم العينة زاد مقدار الخطأ المحتمل، وعلى ذلك قد يؤدي نقص البيانات إلى انعدام الثقة في نتائج البحث انعداما كليا .

3 - إغفال عامل من عوامل البحث :

إن حصر العوامل المسببة في حدوث ظاهرة ما أمر ليس بالهين، باعتبار أن إغفال أي عامل يؤدي بالضرر إلى نتائج غير صحيحة .خاصة إذا علمنا أن الظاهرة ليست نتيجة مباشرة لعامل أو عوامل منفصلة وإنما هي نتيجة تفاعل هذه العوامل .لذلك لا بد من الحري و إبراز كل العوامل التي يحتمل أن يكون لها تأثير في النتيجة .

هذه أخطاء واضح أنها تحدث في بداية عملية البحث الإحصائي وهناك أخطاء أخرى قد تحدث أثناء سير عملية البحث فسنبينها في حينها .

الدرجات التكرارية والجداول التكرارية

دعنا نفترض أن معلما أعطى تلاميذه اختبار في مادة العلوم وهو يرغب في الحصول على فكرة عامة عن مدى تقدمهم في استيعاب ما قدم لهم خلال مجموعة من الحصص التدريسية لهذه المادة. كما يرغب في تحديد ما إذا كان قيمة متجانسا أو أنه توجد فروق كبيرة بين التلاميذ مثيرة للقلق، مما يترتب عليه تحديد المستوى الذي سيسير عليه في تقديم مادته.

وفيما يلي درجات الاختبار في مادة العلوم.

3-3-4-8-5-6-4-9-9
7-7-6-6-8-6-6-7-8

والآن على ماذا تدل هذه الدرجات؟

إنها لا تدل على شيء، إن تركت مثل ما هي عليه، لذلك حتى يمكننا اكتشاف شيء ما، فلا بد من نوع من التنظيم، ويمكن الحصول على التنظيم والخروج من هذه الفوضى بتنظيم جداول تكرارية، ويتم ذلك عن طريق:

تقييم المدى الكلي إلى عدد ملائم من الفئات المناسبة.

تفنيط الدرجات بوضع علامة تكرارية لكل درجة.

وهناك طريقتان معقدتان لتحديد الفئات:

الطريقة الأولى: وهي الطريقة التي لا تتضمن قيما كسرية ولها ميزة أنها مضغوطة ويمكن معها أن تكون عملية الجدولة مهمة ودقيقة، وهي المفضلة عند التعامل مع درجات الاختبار. بشرط، فقط، تذكر الحدود الحقيقية للفئة.

الطريقة الثانية: وهي الطريقة التي تتضمن حدودها قيما كسرية. ولها ميزة أنها تعطي دليلا أوضح للحدود الحقيقية للفئات، كما أنها تعطي دليلا واضحا لسعة الفئة.

وهاتان الطريقتان موضحتان في الجدول رقم (01).

وينبغي التذكير أنه لا توجد قاعدة جامدة لاختبار سعة الفئة، لكن توجد اقتراحات يمكن أن تعين على تحديد سعة الفئة وهي:

• لأغراض تسهيل العمليات الحسابية يكون من الأفضل حساب المدى الكلي للدرجات (الدرجة العليا - الدرجة الدنيا +).

وفي المثال السابق $9 = 4 + 1 + 6$ ثم يقسم المجموع إلى عدد

من الفئات لا تقل عن 02 ولا تزيد عن 10.

• هناك قيم معينة لسعة الفئة أكثر من غيرها وهي الأعداد الفردية، لأن مراكزها تكون أعدادا صحيحة بدل من أن تحتوي مركز الفئة على الكسور.

• من المرغوب فيه، أحيانا، تقسيم الدرجات على عدد قليل من الفئات ذوات الطول الأكبر نوعا.

جدول رقم (01).

الدرجات التكرارية مصنفة في الجدول التكراري لنتائج الاختبار في مادة العلوم

التكرارات	العلامات التكرارية	الفئات	
		الطريقة الثانية	الطريقة الأولى
5	IIII	5.5-3.5	5-4
8	IIII II	7.5-5.5	7-6
5	IIII	9.5-7.5	9-8

لنناقش الآن أقسام الجدول التكراري، ويمثل العمود الأول والثاني عمود فئات الدرجات، أما العمود الثالث فيمثل ببساطة التكرارات عن طريق علامة (مبينة أما العمود الأخير فيمثل ببساطة ملخصا للعلامات التكرارية معبرا عنها بأرقام. وبمجرد أن يتم ملء الجدول الأخير يمكننا الاستغناء عن العلامات التكرارية.

بعد أن عرفنا كيف نبني جدولاً تكرارياً .دعنا نستنتج
لنعرف ماذا يقول لنا هذا الجدول عن درجات تحصيل التلاميذ
في مادة العلوم .نحن الآن، في هذا المستوى، لا يمكن لهذا
الجدول أن يجيب إلا عن واحد من الأسئلة التي طرحها الأستاذ،
فيمكننا أن نرى أكثر من نصف درجات التلاميذ (08) تقع في الفئة
المتوسطة داخل مدى يبلغ (نقطتين). وعلى جانبي هذه الفئات
المتوسطة تتخفف التكرارات تدريجياً وبتمائل معقول نحو الفئة
النهائية، حيث كانت الدرجات المتطرفة قليلة العدد .ومعنى ذلك
أن هذا القسم متجانس إلى حد كبير.

ويمكن فهم الطبيعة العامة لأي توزيع تكراري بسرعة إذا
مثلت الحقائق التي يحتويها بيانياً .

التمثيل البياني للتوزيع التكراري

هناك ثلاث طرق أساسية لتمثيل أي توزيع تكراري بيانياً .

الطريقة الأولى: المدرج التكراري:

وتتميز هذه الطريقة بصلاحياتها لتمثيل التوزيعات التكرارية غير الرقمية وكذلك التوزيعات ذات القيم الوثابة (الغير المتصلة). وفيه ترتب فئات الدرجات على المحور السيني وتكرارها على المحور الصادي، ثم ترسم خطوط رأسية على الحدود الحقيقية لكل فئة وتمتد رأسياً حتى محاذاة تكرارها ثم تقفل بخط أفقي.

نموذج:

(أنظر الصفحة الموالية)

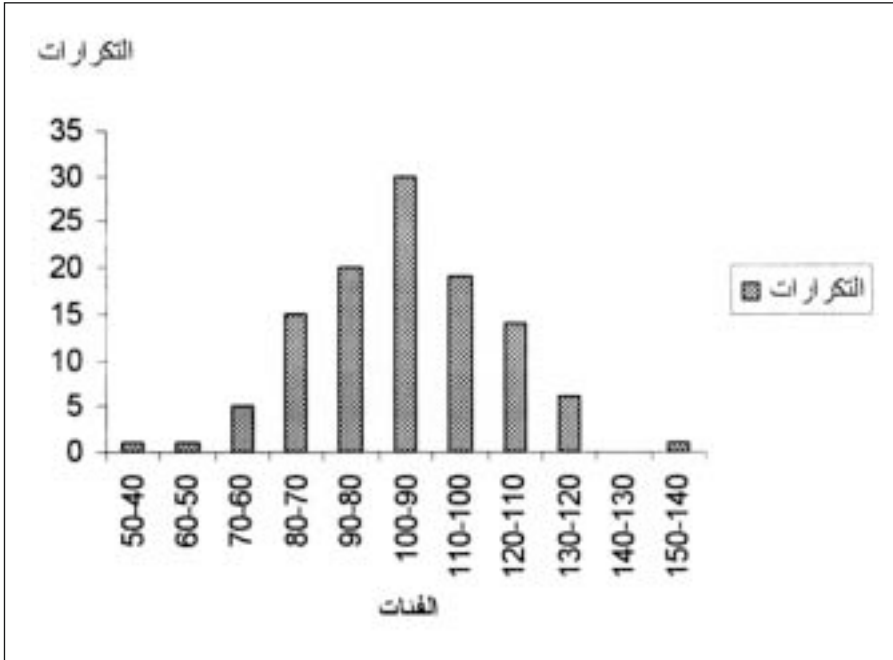
جدول رقم (02)

يبين درجات الذكاء لمجموعة من الأطفال

التكرار	الفئات
1	50-40
1	60-50
5	70-60
15	80-70
20	90-80
30	100-90
19	110-100
14	120-110
6	130-120
-	140-130
1	150-140

1 - رتب الدرجات على المحور الأفقي (س)، والدرجات على المحور الرأسى (ص) كما في الشكل:

الشكل رقم (01)
يمثل المدرج التكراري لدرجات ذكاء
مجموعة من التلاميذ



ويلاحظ في الشكل أن كل فئة في المدرج تكون ممثلة بمستطيل مستقلة كما أن المساحة المحصورة بين قاعدة المنحنى وخطوط المدرج الخارجية تمثل التكرار بأجمعه. لذلك يعتبر أدق الأشكال البيانية.

الطريقة الثانية: المضلع التكراري:

لكي يكون المضلع التكراري متناسبا يجب أن تختار وحدات المسافات على كل من المحورين السيني والصادي بحيث يحقق التوازن بين عرض المنحنى وارتفاعه. وتتبع في ذلك قاعدة عامة في اختبار وحدات المحور العادي بحيث يكون ارتفاع المضلع $\frac{3}{4}$ عرضه.

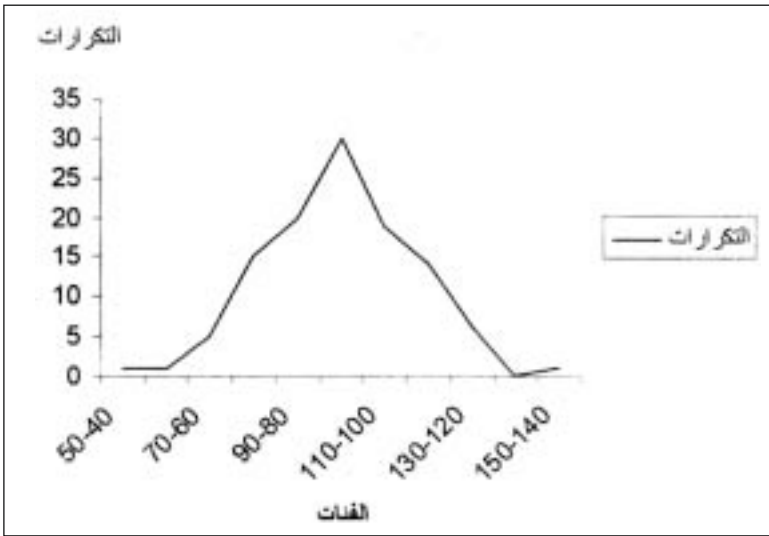
وتتحصّر طريقة رسم المضلع التكراري في:

- تحديد مسافات على المحور الأفقي (س) يمثل كل منها فئات التوزيع.
- تحديد مسافات على المحور العمودي (ص) ويمثل توزيع تكرار الدرجات.
- وضع النقاط الممثلة للدرجات بأعلى مركز فئة بحيث يتناسب بعد النقطة عن مركز الفئة مع تكرارها.
- توصيل تلك النقطة بخطوط منكسرة.

نموذج:

الشكل رقم 02) يمثل المضلع التكراري
لدرجات الذكاء لمجموعة من الأطفال.

جدول رقم 02)



ويلاحظ أنه كلما كان عدد التلاميذ قليل كان الرسم البياني الممثل للمضلع التكراري غير منتظم، وبعيدا عن الشكل المميز لمنحنى الاحتمالات المتماثل، ولهذا يلجأ الباحث -عادة- إلى تهذيب التكرار، حيث يعمل على اختفاء البروز.

الطريقة الثالثة: المنحى التكراري:

يعتبر المنحى التكراري أهم الوسائل لتمثيل البيانات من الوجهة النظرية، وتتخلص الطريقة في:

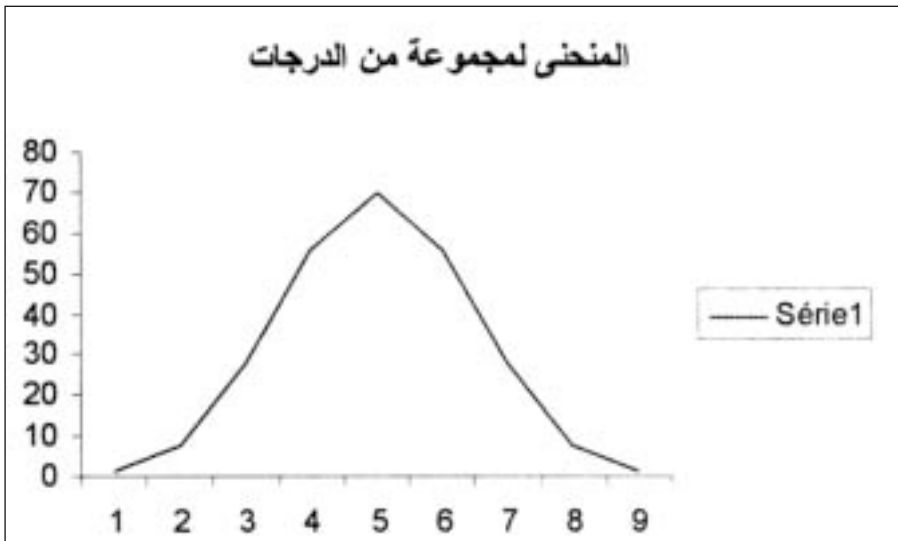
- تحديد أطوال الفئات المختلفة على المحور الأفقي (س).
- تحديد تكرارات الفئات على المحور العمودي (ص).
- وضع نقاط بأعلى مركز فئة بحيث يتناسب البعد بينها وبين المركز مع تكرار الفئة.
- وصل النقاط بخط ممهد بحيث يتخذ شكل المنحنى.

وتجدر الإشارة إلى أن المنحنى التكراري يعطي الصورة العامة للعلاقة بين المتغير وتكراراته، ليس للتوزيع التكراري فحسب بل للتوزيع التكراري العام الذي اشتق منه هذا التوزيع.

ونستنتج من ذلك حقيقة هامة هي: أن المنحنى التكراري يظهر قانون التغير للمجتمع الذي اشتقت منه العينة.

الشكل رقم (03) يبين درجات التلاميذ

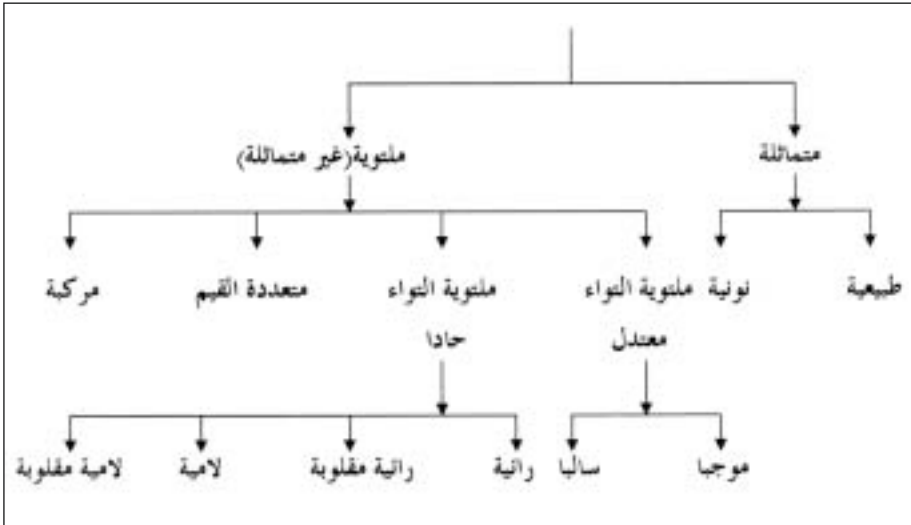
في شكل منحنى



أشكال المنحنيات التكرارية

لا يتسع هذا السند للحديث عن كل أشكال المنحنيات التكرارية، لذلك نلخصها في المخطط التالي:

مخطط يلخص أشكال المنحنيات البيانية



ملاحظة: بما أن للمنحنى المتماثل الطبيعي خواص إحصائية معينة لذلك سنفرد له مكانا خاصا في هذا السند للحديث عن خواصه.

منحنى التوزيع الاعتدالي

يمثل بمنحنى الاحتمالية الاعتدالي رسما بيانيا مثاليا لتوزيعات تكرارية طبيعية معينة تبلغ الحالات فيها (ن) عددا كبيرا، وليس من الضروري أن تكون له هذه الصفات فقط، فقد يكون أكثر استواء أو أكثر طول و ضيقا، لكن سيكون دائما متماثلا وجرسي الشكل ويسمى المنحنى الذي له هذا الشكل العام "منحنى الاحتمالية الاعتدالي" لأنه يصف، فيما يصف، التوزيع الأكثر احتمالا لتكرارات أحداث الصدفة، ويسمى أحيانا "منحنى الصدفة".

فمثلا: إذا قذفنا بثمانية قطع من النقود في الهواء عدة آلاف من المرات، فيمكن بيان أنه في المتوسط تحدث التكوينات المتعددة الممكنة للصورة والكتابة تبعا للتكرارات التالية:

جدول رقم (03)
يبين التكرارات الممكنة للتكوينات المتعددة
عند قذف ثمانية قطع نقود.

صورة ص	كتابة ك	عدد مرات الحدوث في 258 قذفة
8	صفر	1
7	1	8
6	2	28
5	3	56
4	4	70
3	5	56
2	6	28
1	7	8
صفر	8	1
المجموع = 258		
<p>* القيم في هذا العمود هي ببساطة معاملات الحدود التي تنشأ عن امتداد المعادلة ذات الحدين (ص + ك)⁸. أي (ص⁸ + 8ص⁷ك + 28ص⁶ك² + + ك⁸) والعدد 258 هو مجموع هذه المعاملات.</p>		

أهمية المنحنى الاعتدالي:

للمنحنى الاعتدالي أهمية كبيرة، ليس فقط لعلم الإحصاء،
ولكنه للعلوم التربوية، النفسية، الاجتماعية... الخ. لأنه يعطي
صورة عن التوزيع الأكثر شيوعاً لقياسات مجموعة كبيرة من

هلتون سميت: دكتور بسيوني عميرة. الدليل إلى الإحصاء في التربية وعلم النفس، دار التعارف ١٩٨٥.

الظواهر، عندما تشتق بياناتها من عينة كبيرة وغير منتقاة. (كأن تكون مختارة بالطريقة العشوائية أو بالصدفة).

لكن هذا التقارب لا يحدث دائماً. وهو ما يعرف بالالتواء وهو أن يكون المنحنى. ليس متماثلاً. بل ملتويا نحو جانب أو آخر، بحيث تميل التكرارات إلى التجمع قرب إحدى النهايتين بدلا من التجمع في الوسط. إن هذا الانحراف لا يشكل خطرا عندما تكون الكميات معتدلة، لكنها تشكل خطرا عندما يكون المنحنى ذا قيمتين مخرق غرض كظهر الجمل ذي السنامين لأن ذلك يعني وجود مجموعتين منفصلتين تماما وبعيدتان عن أن تشكلا مجتمعا واحدا.

مثال: لو أخذنا مجموعة من ضعاف العقول، ومجموعة أخرى من طلاب إحدى المعاهد العليا. وطبقنا عليهم اختبار ذكاء. فإن النتائج ستعطي هذا المنحنى مخرق غرض. وواضح أن أي تعميم للقيمة المتوسطة لمثل هاتين المجموعتين يكون عديم الفائدة، لأن هذه القيمة المتوسطة لا تمثل واقعا أي فرد من أفراد المجموعتين لأنها ستقع في الوسط بين المجموعتين.

الفوائد العملية للمنحنى الاعتدالي:

للمنحنى الاعتدالي تطبيقات عديدة في مجال التربية لا بد للمعلم أن يلم بها حتى يساعده فيما يقوم به من تقويم في المدرسة، ويمكن إجمالها فيما يلي:

- 1 - يستخدم المنحنى الاعتمالي في إيجاد معايير الاختبارات المختلفة التحصيلية وغير التحصيلية، ذلك لأن درجة الثقة بهذه المعايير تتوقف على عينة التقنيين للعينة الأم (المجتمع الكبير الذي تمثله العينة).
- 2 - تحديد النسبة المئوية لعدد الأفراد في التوزيع الاعتمالي والذين ينحصرون بين قيم معينة أو بين درجتين معينتين.
- 3 - إيجاد الحدود التي تنحصر بينها نسبة معينة من الأفراد.
- 4 - مقارنة توزيعين تكرارين عن طريق التداخل.
- 5 - تحديد الصعوبة النسبية لأسئلة الاختبارات وبنودها المختلفة.

مقاييس النزعة المركزية

رأينا كيف يمكن تصنيف الدرجات أو القيم في جدول تكراري ورأينا كيف يمكن التعبير عن هذه الدرجات بيانياً، يعطينا فكرة عامة عن الكيفية التي تتوزع بها الدرجات أو القيم، وهي خطوات ضرورية، غير أنها، مع أهميتها في التحليل الأولي، غير دقيقة .

فقد يلجأ المعلم إلى الحصول على رقم واحد ليمثل المستوى العام لأداء تلاميذه، ففي مثل هذه الحالة يلجأ إلى إحدى الوسائل الثلاثة للتعبير عن هذه القيمة المتمثلة لمجموع القيم. وهذه الوسائل هي :

أ - المتوسط الحسابي.

ب - الوسيط.

ج - المنوال.

وسنناقش كل من هذه الوسائل وطرق حسابها

أ - المتوسط:

الطريقة الأولى: من أشهر مقاييس النزعة المركزية

و المتوسط الحسابي، هو ببساطة مجموع القيم أو الدرجات مقسوما على عدد الحالات ويعبر عنه القانون التالي:

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

حيث أن \bar{x} = المتوسط الحسابي

$\sum x$ = مجموع

n = الدرجات أو القيم

n = العدد الكلي للدرجات أو القيم، (الحالات).

ويوضح هذه الفكرة درجات عدد من التلاميذ وعددهم 10 في اختبار نهايته العظمى 100.

التلميذ	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
الدرجة	45	70	21	32	51	68	48	39	16	84

نحصل على مجموع القيم أو مجموع الدرجات ثم نحصل على عدد الحالات، وهو هنا عدد التلاميذ 10 = تلميذا. وبذلك يكون متوسط تحصيل هذه المجموعة من التلاميذ يساوي:

$$47.4 = \frac{474}{10}$$

وهذه أبسط طريقة لحساب المتوسط الحسابي، ولكننا نجد صعوبة عندما يكون لدينا عدد كبير من الدرجات، ولذلك

نلجأ إلى جمع البيانات في جدول تكراري، يساعد على حساب المتوسط بمجهود أقل ولا نفقد إلا القليل من الدقة.

الطريقة الثانية :

□ حساب المتوسط من تكرار الدرجات

حين يكون عدد التلاميذ أو الحالات كبيرا مع بقاء المدى الكلي للدرجات صغيرا تكون الطريقة الأولى في حساب المتوسط متعبة وغير عملية، ولهذا يحسب المتوسط من تكرار الدرجات حسب المعادلة التالية:

$$\frac{\text{مجم (الدرجة } x \text{ لتكرار)}}{\text{عدد التلاميذ أو الحالات}} = \text{المتوسط}$$

مختصرا:

$$\bar{x} = \frac{\text{مجم (ت } \times \text{ س)}}{ن}$$

حيث أن:

س = الدرجة

ت = التكرار

ن = عدد الحالات أو القيم أو التلاميذ

الخطوات:

- يرسم جدول من ثلاثة أعمدة.
- يحسب المدى الكلي للدرجات وترتب ترتيبا تصاعديا أو تنازليا.
- تكتب الدرجات في العمود الأول من الجدول.
- تكتب التكرارات في العمود الثاني من الجدول.
- تضرب الدرجة في تكرارها ويكتب الناتج في العمود الثالث.
- تجمع الدرجات مضروبة في تكرارها ويقسم الناتج على عدد التلاميذ أو الحالات.

نموذج:

أعطى مدرس تلاميذه اختبار في مادة الجغرافية، عدد التلاميذ 30 تلميذا والنهية العظمى للدرجات هو 20. أحسب المتوسط الحسابي لتحصيل التلاميذ.

جدول رقم (04)

يبين حساب المتوسط الحسابي من تكرار الدرجات

الدرجات	التكرارات	التكرارات x الدرجات
6	2	12
7	4	28
8	5	40
9	3	27
10	8	80
11	4	44
12	2	24
13	/	/
14	1	14
15	1	15
المجموع	30	284

$$9,46 = \frac{284}{40} = \text{المتوسط}$$

الطريقة الثالثة:

تصبح الطريقة السابقة غير عملية في حساب المتوسط في معظم الاختبارات كبيرة، لذلك يحسب المتوسط الحسابي بطريقة تكون عملية بشكل أكبر، باستخدام منتصف الفئة. أي يعطي منتصف الفئة لجميع الدرجات المحصورة بين حدي الفئة. ويضرب التكرار في منتصف الفئة بدلا من الدرجة الأصلية.

ومختصرا عن طريق المعادلة التالية:

$$\frac{\text{مجموع (ت x ص)}}{ن} = \text{المتوسط}$$

حيث أن:

ت - التكرار

ص - منتصف الفئة

ن - عدد التلاميذ أو الحالات

الخطوات:

- 1- يحسب المدى الكلي للدرجات.
- 2- يقسم المدى الكلي إلى فئات.
- 3- يرسم جدول من أربعة أعمدة.

- يسجل في العمود الأول فئات الدرجات
- يسجل في العمود الثاني التكرارات
- يسجل في العمود الثالث منتصف الفئة وذلك بجمع حدي الفئة وقسمة الناتج على 2.
- 4- يضرب تكرار كل فئة في العدد الدال على مركزها ويدون في الجدول الرابع.
- 5- يجمع ناتج العمود الرابع ويقسم على عدد التلاميذ . وهو المتوسط الحسابي لدرجات الاختبار.

عملية:

حساب متوسط نسبة الذكاء لـ 100 طفل.

جدول رقم (05)

يبين حساب المتوسط من مركز الفئة

التكرار × منتصف الفئة	التكرار	منتصف الفئة	الفئات
59.5	1	59.5	64-55
139	2	69.5	74-65
715.5	9	79.5	84-75
1969	22	89.5	94-85
3283.5	33	99.5	104-95
2409	22	109.5	114-105
956	8	119.5	124-115
259	2	129.5	134-125
139.5	1	139.5	144-135
9930	100	/	المجموع

$$99.3 = \frac{9930}{100} = \text{متوسط نسبة الذكاء}$$

الطريقة الرابعة: حساب المتوسط من فئات الدرجات بالطريقة المختصرة.

نستخدم الطريقة المختصرة عندما يكون عدد الحالات أو التلاميذ كبيراً وكانت النهاية العظمى للاختبار كبيرة، لاختصار المجهود والوقت.

عملياً:

نحسب المتوسط الحسابي للتوزيع التكراري المبين في الجدول رقم (06) وتسجل الخطوات المتبعة في الجدول رقم (07).

الخطوات:

- يكون الجدول من أربعة أعمدة.
- تكتب الفئات في العمود الأول.
- يؤخذ متوسط فرضي. وهو (صفر) ويكتب في العمود الثاني أمام الفئة التي تكون قريبة من مركز التوزيع.
- تحسب انحرافات الفئات عن المتوسط الفرضي مقدرة بالمسافات، وذلك بزيادة واحد صحيح لكل فئة تزيد عن هذا المتوسط. زيادة واحداً بالسالب عن كل فئة تصغر عن هذا المتوسط.

- يضرب التكرار في الانحرافات ويكتب في العمود الرابع.
- يجمع العمود الرابع ويقسم الحاصل على مجموع التلاميذ.
- ولما كان المتوسط فرضيا نقوم بعمل تصحيح لمدى الفئة وذلك بضرب سعة الفئة لآ الناتج.
- تحسب مركز الفئة التي يقابلها المتوسط الفرضي ونضيف التصحيح.

واختصارا تكون المعادلة:

$$\bar{x} = w + \frac{c \cdot t}{n} \cdot f$$

حيث إن:

\bar{x} = المتوسط

w = مركز الفئة

c = الانحرافات

t = التكرارات

n = عدد التلاميذ أو الحالات

f = سعة أو طول الفئة

وتطبيقا لحساب المتوسط الحسابي بالطريقة المختصرة
تسجل الخطوات السابقة في الجدول رقم (07).

جدول رقم (06)

يبين حساب المتوسط الحسابي بالطريقة المختصرة

الانحرافات x التكرارات	الانحرافات من متوسط فرضي	التكرارات	الفئات
4-	4-	1	64-55
6-	3-	2	74-65
18-	2-	9	84-75
22-	1-	22	94-85
صفر	صفر	33	104-95
22	1	22	114-105
16	2	8	124-115
6	3	2	134-125
4	4	1	144-135
2-	صفر	100	المجموع

يكون المتوسط الحقيقي:

$$\bar{X} = \frac{\sum Xf}{N} + w$$

وبالتعويض:

$$\bar{X} = \frac{10 \times (-2)}{100} + 99.5 =$$

$$= 10(-0.02) + 99.5 =$$

$$= -0.2 + 99.5 =$$

$$\bar{X} = 99.3$$

وهو نفس المتوسط الذي حسبناه
بالطريقة الثالثة.

لماذا المتوسط الحسابي؟

للمتوسط الحسابي فوائد متعددة ويكاد يكون من أهم المقاييس الإحصائية، وهو ضروري لحساب كثير من المقاييس الأخرى، ويمكن للمعلم أن يستخدمه في النواحي التالية:

- في تقويم التلاميذ، كأن يحاول المعلم معرفة موقع تلميذ ما بالنسبة لمتوسط تحصيل زملائه في القسم.
- في مقارنة قسم بقسم آخر عن طريق مقارنة متوسط التحصيل بمتوسط التحصيل في القيم الآخر.
- في عمل معايير الفرق الدراسية في اختبار ما، وكذا في تقنين الاختبارات وعمل معايير الفرق الدراسية أو العمر وغيرها.
- في إجراء العمليات الإحصائية المعقدة.

ب- الوسيط:

من مقاييس النزعة المركزية الوسيط، ويعرف الوسيط بأنه:

"القيمة التي تقسم المجموعة إلى قسمين بحيث يكون عدد القيم الأكبر منها يساوي عدد القيم الأصغر منها".

إذا فالوسيط هو نقطة على التوزيع بحيث تقع نصف القيم تحته ونصفها الآخر فوقه.

ومن السهل إيجاد هذه النقطة إذا كان عدد القيم فرديا .

فإذا كان لدينا مثلا الأرقام التالية:

$$.10 - 5 - 8 - 5 - 8 - 3 - 7 - 9 - 4$$

أول خطوة هي:

ترتيب هذه القيم أو الدرجات ترتيبا تصاعديا أو تنازليا .

$$.10 - 9 - 8 - 8 - 7 - 5 - 5 - 4 - 3$$

الوسيط إذن هو = 7.

ومعناه أن لدينا 4 درجات فوقها و 4 درجات تحتها .

وتلخص العملية في المعادلة التالية:

$$\frac{1 + n}{ح} = \text{الوسيط}$$

وفي هذه الحالة فإن عدد القيم = 9.

وبالتعويض:

$$.5 = \frac{1 + 9}{ح} = \text{الوسيط} \text{ أي القيمة الخامسة.}$$

أما إذا كان عدد القيم أو الحالات زوجيا عندها نجمع

القيمتان اللتان تقعان في الوسط ثم نقسم حاصل جمعها على 2

ونحصل بذلك على قيمة الوسط .

ففي المثال السابق.

$$.9 - 8 - 8 - 7 - 5 - 5 - 4 - 3$$

$$6 = \frac{7+5}{2} = \text{يكون الوسيط}$$

وعندما تكون القيم مبوبة في توزيع تكراري، نتبع الخطوات التالية لحساب الوسيط:

- وضع التوزيع في شكل متجمع صاعد أو نازل (توزيع القيم)
- تحديد ترتيب الوسيط، وهو: مجموع التكرارات مقسوما على 2.
- إيجاد القيمة المقابلة لهذا الترتيب.
- تسجيل الحدود الحقيقية للدرجات.
- حساب التكرار المتجمع الصاعد.
- حساب الوسيط بتطبيق المعادلة.

$$\left(\frac{\frac{n}{2} - T_{m-1}}{T_m - T_{m-1}} \right) + C_1$$

الوسيط = ح₁ +

حيث إن

ح₁ - الحد الأدنى الحقيقي لدرجة الوسيط.

ن - عدد القيم أو التلاميذ

ت_{م-1} - التكرار المتجمع السابق لدرجة الوسيط

ت_م - تكرار درجة الوسيط.

لنوضح ذلك عمليا .

جدول رقم (07)

يبين حساب المتوسط من تكرار الدرجات

التكرار التصاعدي	الحد الحقيقي للدرجة	التكرار	الدرجة
2	4.5	2	5
9	5.5	7	6
31	6.5	22	7
38	7.5	7	8
39	8.5	1	9
40	9.5	1	10

ففي التوزيع في الجدول رقم (08) تكون رتبة الوسيط تساوي 20 وتقع هذه الرتبة على أساس التكرار التصاعدي في الدرجة 6.5.

وبتطبيق المعادلة يكون :

$$\left(\frac{9 - \frac{40}{2}}{22} \right) + 6.5 = \text{الوسيط}$$

$$\left(\frac{9 - 20}{22} \right) + 6.5 =$$

$$\frac{11}{22} + 6.5 =$$

$$\boxed{7} = 0.5 + 6.5 =$$

□ حساب الوسيط من فئات الدرجات

لما كانت النهاية العظمى للاختبارات المدرسية وعدد التلاميذ كبير نسبيا. وهي ظاهرة في غالبية الاختبارات مثل الذكاء واختبارات الاستعدادات وغيرها كثيرا. كانت الطريقة السابقة غير صالحة. وكان لا بد من تصنيف الدرجات في فئات. لتسهيل العمليات الحسابية واقتصاد الجهد والوقت.

الخطوات:

- ترتيب الدرجات في فئات وتسجل في العمود الأول من جدول يتكون من أربعة أعمدة.
- حساب الحدود الحقيقية للفئات وتكتب في العمود الثاني من الجدول.
- يكتب التكرار المجتمع الصاعد في العمود الرابع.
- يحسب ترتيب الوسيط بقسمة عدد القيم أو التلاميذ على 2.
- تحديد الفئة التي يقع فيه الوسيط.
- يحسب الوسيط حسب القانون التالي:

$$\text{الوسيط} = \text{ح} + \left(\frac{\frac{\text{ن}}{2} - \text{تم ق}}{\text{ت}} \right) \text{ ف}$$

حيث إن:

ح - الحد الأدنى الحقيقي لفئة الوسيط

ت - عدد الحالات

تم ق - التكرار المتجمع للفئة السابقة لفئة الوسيط

ت - تكرار فئة الوسيط

ق - سعة الفئة أو طول الفئة.

ويلاحظ أنه نفس القانون السابق مع إضافة سعة الفئة.

عملياً :

يمثل الجدول رقم (09) درجات اختبار في العلوم الطبيعية لـ 40 تلميذاً نهايته العظمى 50 درجة.

فئات الدرجات	الحد الأدنى الحقيقي	التكرار	التكرار المتجمع التصاعدي
14-10	9.5	2	2
19-15	14.5	3	5
24-20	19.5	4	9
29-25	24.5	16	25
34-30	29.5	10	35
39-35	34.5	4	39
44-40	39.5	1	40

$$1 - \text{ترتيب الوسيط} = \frac{40}{2}$$

$$20 =$$

$$2 - \text{الحد الأدنى للفئة الوسيطة} = 24.5$$

$$3 - \text{التكرار المتجمع السابق للفئة الوسيطة} = 9$$

$$4 - \text{تكرار الفئة الوسيطة} = 16$$

بعد تجمع هذه المعطيات يمكن حساب الوسيط بالتعويض في القانون السابق:

$$\begin{aligned}
 & \text{الوسيط} = 24.5 + 5 \left(\frac{9-20}{16} \right) \\
 & = 24.5 + 5 \left(\frac{11}{16} \right) \\
 & = 24.5 + 3.43 \\
 & = 27.93 \leftarrow \text{وهو الوسيط}
 \end{aligned}$$

فوائد استخدام الوسيط:

1 - يستخدم الوسيط في نفس الأغراض التي يستخدم فيها المتوسط الحسابي، لكن هناك حالات لا يمكن فيها استخدام المتوسط الحسابي كما يحدث في حالتَي الالتواء السالب أو الالتواء الموجب، أو حين تكون إحدى النهايتين مفتوحة وذلك لأن الوسيط لا يتأثر بالدرجات المتطرفة.

2 - يستخدم الوسيط حين يتطلب الموقف قسمة التوزيع التكراري إلى قسمين متساويين، فيصبح بذلك التوزيع ثنائياً أي أعلى من الوسيط وأدنى من الوسيط ولهذا الأسلوب أهميته في حساب معاملات الارتباط التي تعتمد على مثل هذا التقسيم، مثل معاملات الارتباط الرباعية.

ج - المنوال:

المنوال أو الشائع هو "القيمة الأكثر انتشارا أو الأكثر تكرارا بين القيم". وهذا هو الأساس الذي يعتبر بناء عليه أن المنوال وسطا ممثلا للقيم التي حسب لأجلها. إلا أن هذه القيمة قد لا توجد وحتى عند وجودها قد لا تكون ممثلة فعلا للقيم التي حسب من أجلها، وبذلك لا تكون ذات دلالة فعلية.

وهناك عدة طرق لحساب المنوال منها:

الطريقة الأولى:

وتستخدم عندما يكون المدى الكلي للدرجات صغيرا وعدد التلاميذ كبيرا.

الخطوات:

- يرسم جدول من عمودين
- تسجيل الدرجات في العمود الأول
- تسجيل التكرارات في العمود الثاني
- يقارن تكرار الدرجات، والدرجة المقابلة لأكثر تكرار تمثل المنوال.

نموذج:

أعطي اختبار في مادة الحساب لمجموعة من التلاميذ وسجلت درجاتهم في الجدول التالي.

جدول رقم (09)

يبين درجات التلاميذ في مادة الحساب

الدرجات	التكرارات
14	2
15	7
16	19
17	13
18	8
19	1

عند ملاحظة التوزيع في الجدول رقم (10) يتبين أن المنوال هو 16، لأن هذه الدرجة يقابلها أكبر تكرار وهو 19.

الطريقة الثانية :

تسمى هذه الطريقة بطريقة الرافعة، وتستخدم لحساب المنوال من التوزيعات التكرارية. وتبدأ بتحديد الفئة المنوالية وهي الفئة المقابلة للتكرار الأكبر. ويكون المنوال هو الحد الأدنى لهذه الفئة مضافا إليه جزءا من طول الفئة المنوالية يتناسب مع التكرارات السابقة واللاحقة لهذه الفئة، وتعتبر كقوى مؤثرة على موضع المنوال فيها. لذلك سميت بطريقة الرافعة.

ويحسب المنوال حسب القانون التالي:

$$\text{المنوال} = \frac{\text{التكرار اللاحق لفئة}}{\text{التكرار السابق} + \text{التكرار اللاحق}} \times \text{الفئة}$$

مثال:

أعطي اختبار في مادة اللغة العربية لعدد من التلاميذ عددهم 94 تلميذا وسجلت النتائج في الجدول رقم (11).

□ المطلوب حساب المنوال بطريقة الرافعة

جدول رقم (10)

درجات التلاميذ في مادة اللغة العربية

التكرارات	الفئات
26	5-0
33	10-5
21	15-10
14	20-15

حساب المنوال:

$$1- \text{ الحد الأدنى لفئة المنوال} = 5$$

$$2- \text{ التكرار اللاحق لفئة المنوال} = 21$$

$$3- \text{ التكرار السابق لفئة المنوال} = 26$$

$$4- \text{ سعة الفئة} = 5$$

وبالتعويض في القانون السابق

$$\text{المنوال} = 5 + 5 \left(\frac{21}{26 + 21} \right)$$

$$= 5 + 5 \left(\frac{21}{47} \right)$$

$$= 5 + 5 (0.446)$$

$$= 2.234 + 5$$

$$= 7.234$$

الطريقة الثالثة :

طريقة الفروق أو طريقة بيرسون.

تقوم هذه الطريقة على أساس:

- تحديد الحد الأدنى للفئة المنوالية.
- حساب الفرق بين تكرار الفئة المنوالية وتكرار الفئة السابقة لها.

- حساب الفرق بين تكرار الفئة المنوالية وتكرار الفئة اللاحقة لها.
- تطبيق قانون بيرسون لحساب المنوال وهو:

$$\text{المنوال} = \frac{\text{الحد الأدنى للفئة المنوالية} - \text{الفرق السابق}}{\text{الفرق السابق} + \text{الفرق اللاحق}} \times \text{طول الفئة}$$

حساب المنوال من الجدول رقم 10)

- 1- الحد الأدنى لفئة المنوال = 5
- 2- الفرق بين تكرار الفئة المنوالية وتكرار الفئة السابقة لها:
33 - 26 = 7
- 3- الفرق بين تكرار الفئة المنوالية وتكرار الفئة اللاحقة لها:
33 - 21 = 12
- 4- سعة الفئة = 5

وبالتعويض في القانون:

$$\text{المنوال} = 5 + \left(\frac{7}{12 + 7} \right) \times 5$$

$$= 5 + (0.368) \times 5$$

$$= 5 + 1.84$$

$$= 6.84$$

ونلاحظ أن المنوال المحسوب بطريقة الرافعة يختلف عن قيمته بطريقة بيرسون. وليس هذا غريبا لأن كلا من الطريقتين تقريبيية.

الخواص الإحصائية للمنوال:

- لا يتأثر المنوال بالدرجات المتطرفة كالمتوسط ولا بالدرجات الوسطى كالوسيط، وإنما يتأثر بالتكرار نفسه ولذلك كان أكثر ثباتا من المتوسط والوسيط.
- يتأثر الوسيط بعدد فئات التوزيع و بمدى الفئة.

فوائد المنوال:

- يستطيع المعلم استخدام المنوال في نفس الأغراض التي يستخدم فيها المتوسط والوسيط.
- كما يستطيع أن يفيد في تحديد العمر المنوالي لقسمة من أجل التنظيم المدرسي أو تقدير النمو الاجتماعي للتلاميذ.
- يفيد المنوال في معرفة نسبة الذكاء الشائعة بين التلاميذ حتى يستطيع المعلم تكييف طريقة تدريسه، وتكيف المناهج المدرسية وفق لمستويات التلاميذ العقلية الغالبة.

ملاحظة :

عندما يكون التوزيع التكراري اعتدالا فإن درجة المتوسط والوسيط والمنوال تكون واحدة.

فإذا فرضنا أن لدينا توزيعا تكراريا متوسط درجاته هو 12 كان الوسيط 12 والمنوال 12 أيضا.

مقاييس التشتت

تعطينا مقاييس النزعة المركزية فكرة عن طبيعة توزيع الدرجات، وعن ميل هذه الدرجات إلى التمرکز حول الوسط. لكن أي متوسط لا يكفي وحده لقياس هذا الاتجاه نحو التمرکز حول الوسط. كما أن هذه الفكرة تبقى غير كافية عن الجماعات المختلفة التي قد يتفق المتوسط الحسابي عندها لكن تختلف طبيعته.

والتشتت في معناه التربوي والنفسي يعبر عن ما يوجد بين أفراد الجماعة من فروق فردية، وكلما قلت الفروق الفردية كلما قل التشتت ودل ذلك على تجانس المجموعة.

ويساعد تحديد الفروق الفردية بين التلاميذ على:

- تكييف المناهج وطرق التدريس تكييفاً يراعى استعدادات التلاميذ وحاجاتهم في كل مرحلة من مراحل التعليم.
- اكتشاف الفروق الفردية بين التلاميذ لمساعدة القائمين بتخطيط نظم التعليم على توفير الإمكانيات المختلفة الملائمة لاستعدادات التلاميذ.
- مساعدة كل تلميذ على فهم وإدراك ما لديه من قدرات

واستعدادات، وعلى تبين ميوله الدراسية والمهنية بوضوح .
وهناك مقاييس مختلفة لقياس تشتت الدرجات وانتشارها
ومنها:

- المدى الكلي.
- نصف المدى الربيعي أو الانحراف الربيعي .
- الانحراف المعياري.

1 - المدى الكلي:

المدى الكلي هو الفرق بين أعلى درجة وأدنى درجة، وهو
أسهل مقاييس التشتت وأقلها ثباتا ولذلك فهو يستخدم لأخذ
فكرة سريعة عن تشتت القيم فقط، ذلك لأنه يعتمد على قيمتين
فقط، هما القيمتان المتطرفتان فلو أخذنا مثلا الدرجات التي
حصل عليها تلاميذ السنة الخامسة ابتدائي في مادة الحساب :

2 ذ 4 ذ 6 ذ 10 ذ 7 ذ 6 ذ 3 ذ 1 ذ 19

فإن المدى الكلي لهذه الدرجات:

$$19 - 1 = 18$$

ولكن واضح أن هذه الدرجات كلها تحوم حول 1، 10 وليس
هناك فئة واحدة عالية وهي الدرجة 19، وعند استبعاد هذه
القيمة يكون المدى مساويا $10 - 1 = 9$.

وإذا قلنا أن المدى الكلي هو 18 دل ذلك على انتشار

الدرجات على طول السلم وأن المجموعة غير متجانسة، لكن باستبعاد القيمة المتطرفة يظهر أن المجموعة متجانسة وضعيفة.

وهذا هو السبب في اللجوء إلى مقاييس أكثر ثباتا للتعبير عن التشتت للتخلص من أثر القيم المتطرفة التي تكون أحيانا كثيرة وواضحة الشذوذ.

2- الانحراف الربيعي:

يعالج الانحراف الربيعي العيب الذي اشرنا إليه سابقا في حساب المدى الكلي للدرجات.

ولحساب الانحراف الربيعي نحذف الربع الأصغر والأكبر، أي أننا نوجد الارباعي الأعلى والارباعي الأدنى ثم نحسب المدى بين هذين الارباعيين مقسوما على 2. وتعتبر عن هذه العملية المعادلة التالية:

$$\frac{\text{الارباعي الأعلى} - \text{الارباعي الأدنى}}{2} = \text{الانحراف الربيعي}$$

واختصارا:

$$\frac{R_3 - R_1}{2} = \text{الانحراف الربيعي}$$

وتطبيقاً :

حاول إيجاد قيمة الانحراف الربيعي للتوزيع التكراري للدرجات التالية :

جدول رقم (11)

يبين حساب الانحراف الربيعي

موقع الارباعي	التكرار التنازلي	التكرار التصاعدي	التكرارات	فئات الدرجات
	40	1	1	2-0
	39	3	2	5-3
موقع الارباعي الأول	37	7	4	8-6
	33	19	12	11-9
موقع الارباعي الثاني	21	30	11	14-12
	10	63	6	17-15
	4	40	4	20-18

لحساب الانحراف الربيعي نستخدم نفس قانون حساب الوسيط. فيكون

$$3 \times \left(\frac{7 - \frac{40}{4}}{12} \right) + 8.5 = \text{الارباعي الأول}$$

$$3 \left(\frac{3}{12} \right) + 8.5 =$$

$$0.075 + 8.5 =$$

$$9.25 =$$

$$\begin{aligned}
 & \text{الارباعي الثاني} = 14.5 + 3 \left[\frac{30-30}{12} \right] \\
 & = 14.5 + 3 \left[\frac{0}{6} \right] \\
 & = 14.5 \\
 & \text{الانحراف الربيعي} = \frac{9.25 - 15.5}{2} = 2.62
 \end{aligned}$$

ويلاحظ أنه كلما كانت القيمة العددية لنصف المدى الارباعي أو الانحراف الربيعي أكبر كلما كانت الفروق في الأداء أكبر.

3 - الانحراف المعياري :

يعتبر الانحراف المعياري أقوى مقاييس التشتت حساسية وأكثرها شيوعاً، فتكاد جميع وسائل التحليل الإحصائي تعتمد عليه ويمكن تعريفه بأنه:

"الجذر التربيعي لمتوسط مجموع مربعات انحرافات القيم عن الوسط الحسابي"

ولا يعاب على الانحراف المعياري كمقياس للتشتت سوى أن تمييزه من تمييز المتغير الأصلي، ولهذا لا يمكن استخدامه في مقارنة التشتت بين مجموعتين لها تمييز مختلف.

والعيب الثاني للانحراف المعياري تأثره بالوسط الحسابي للمجموعة لهذا لا يمكن استخدامه في المقارنة بين مجموعتين لهما نفس التمييز إذا اختلف وسطهما الحسابي. كأن نأخذ مجموعة من تلاميذ المدرسة الابتدائية ومتوسط أعمارهم 8 سنوات وحسبنا الانحراف المعياري فكان سنتان، ثم أخذنا مجموعة من طلبة الجامعة وكان متوسط سنهم هو 21 سنة، والانحراف المعياري هو 5 سنوات مثلا فلا يمكننا أن نقول أن تشتت مجموعة طلبة الجامعة أكبر من تشتت مجموعة تلاميذ المدرسة الابتدائية. ذلك لأن الانحراف المعياري يتأثر بالمتوسط الحسابي.

ويحسب الانحراف المعياري بالقانون :

$$ع = \sqrt{\frac{\text{مجم ح}^2}{ن}}$$

حيث إن:

ع = الانحراف المعياري

ح = انحرافات الدرجات عن المتوسط

ن = عدد الحالات

حساب الانحراف المعياري لمجموعة من القيم غير مبنوية :

مثال :

الدرجة	ح	$ح^2$
5	2.5-	6.25
6	1.5-	2.25
7	0.5-	0.25
8	0.5	0.25
9	1.5	2.25
10	2.5	6.25
45	00	17.5

$$7.5 = \frac{45}{6} = \text{المتوسط}$$

وبتطبيق القانون :

$$ع = \sqrt{\frac{\text{مجم } ح^2}{ن}}$$

وبالتعويض:

$$ع = \sqrt{\frac{17.5}{6}}$$

$$ع = 1.7$$

حساب الانحراف المعياري من المتوسط الفرضي:

عندما تكون القيم مبوبة والتكرارات كبيرة يكون من المناسب استعمال وسط فرضي بدلا من الوسط الحسابي الحقيقي، وذلك لتسهيل العمليات الحسابية.

الخطوات:

- 1 نحدد مركز الفئات واتخذ أحد هذه المراكز وسطا فرضيا، ويستحسن أن يكون قريبا من المتوسط الحقيقي.
- 2 نأحسب انحرافات المراكز الأخرى عن هذا الوسط الفرضي. وسيكون بعضها موجبا وبعضها الآخر سالبا.
- 3 ناضرب تكرار كل فئة في الانحراف المقابل، وجمع نتائج الضرب جمعا جبريا.
- 4 ناضرب حاصل الضرب مرة أخرى في الانحراف فنتج مجموعة كلها موجبة، وجمع هذه الأعداد.
- 5 أحسب الانحراف المعياري باستخدام القانون:

$$\sigma = \sqrt{\frac{\sum (fx)^2}{n} - \frac{(\sum fx)^2}{n^2}}$$

مثال :

هذه درجات مجموعة من التلاميذ عددهم 2000 مأتي تلميذ في اختبار تحصيلي مقنن. نهاية العظمى 50. ونهاية الدنيا صفر.

المطلوب حساب الانحراف المعياري لتشتت درجات هذه المجموعة من التلاميذ.

الجدول رقم (12)

يبين حساب الانحراف المعياري من متوسط فرضي

فئات الدرجات	التكرارات	مراكز الفئات	الانحراف عن متوسط فرضي	ح x ت	ح x^2 ت
10-0	20	5	2-	40-	80
20-10	80	15	1-	80-	80
30-20	5	25	صفر	صفر	صفر
40-30	40	35	1	40	40
50-40	10	45	2	20	40
المجموع	200	/	صفر	60-	240

نلاحظ أننا اختصرنا الانحرافات على 10 لأن الفئات كلها متساوية المدى = 10، ولسبب هذا الاختصار لا بد أن نضرب نتيجة الجذر التربيعي في 10 لإرجاع الأرقام إلى أصلها.

وبتطبيق القانون :

$$\sqrt{\frac{\text{معدت ح}^2 - (\text{معدت ح})^2}{\text{ن}}} = \text{ع}$$

وبالتعويض في القانون:

$$\sqrt{\frac{\frac{2(60)^2}{200} - 240}{200}} = \text{ع} = 10$$

$$\sqrt{\frac{\frac{3600}{200} - 240}{200}} = 10 =$$

$$\sqrt{\frac{18 - 240}{200}} = 10 =$$

$$1.11 \sqrt{10} =$$

$$1.05 \times 10 =$$

$$\boxed{10.5} =$$

ملاحظة: إن الجواب الذي نحصل عليه بإتباع هذه الطريقة المختصرة التي تقوم على أساس إيجاد الانحرافات عن متوسط فرضي هو نفس الجواب الذي يمكن الحصول عليه لو اتبعنا الطريقة القائمة على أساس إيجاد الانحرافات عن المتوسط الحسابي. فالقاعدة العامة للانحراف المعياري هو الجذر التربيعي لمتوسط مجموع مربع انحرافات القيم عن المتوسط الفرضي، لكن في حالة إيجاد الانحرافات عن متوسط فرضي لا بد من تصحيح هذه الانحرافات على أساس سعة الفئة.

معنى خواص الانحراف المعياري:

نلاحظ أن التوزيعات التكرارية المعتدلة أو القريبة من الاعتدال لها خاصية تفيدنا كثيرا في الدراسات الإحصائية، ويعتبر الانحرافات المعياري من أهم مقاييس التشتت وأكثرها استعمالا للأسباب التالية:

1- إن الانحراف المعياري أكثر استقرارا من مقاييس التشتت الأخرى.

2- يمكن أن يعالج معالجة جبرية، أي أنه إن وجدت مجموعتان تتكون أحدهما من n_1 والثانية من n_2 وأن متوسط n_1 وانحرافه المعياري m_1 ، e_1 و n_2 هو n_1 ، n_1 فإنه بالقانون:

$$\sqrt{\frac{n_1(m_1^2 - 2m_1m_2 + m_2^2) + n_2(m_2^2 - 2m_2m_1 + m_1^2)}{n_1 + n_2}} = 2,14$$

3- يستخدم الانحراف المعياري في كثير من الطرق الإحصائية مثل: الخطأ المعياري، تحليل التباين، معامل الارتباط، لهذا لا يمكن تعويضه بمقياس آخر إلا إذا كان هناك مانع من استخدامه.

تفسير الانحراف المعياري

حين يكون التوزيع التكراري قريبا من الاعتدال ينحصر حوالي 68% من عدد الحالات س \pm ع، و 95% من الحالات بين ± 2 ع، بينما تنحصر 99.73% بين ± 3 ع.

وبذلك نستطيع أن نقول أنه: قلما نجد وحدة واحدة في التوزيع التكراري المعتدل أو القريب من الاعتدال تختلف قيمتها عن الوسط الحسابي للتوزيع إلا بمقدار ± 3 ع.

وحتى نحدد الفرق بين القيمة والوسط الحسابي من وحدات ع نستخدم القانون:

$$\frac{\text{الدرجة} - \text{المتوسط}}{\text{الانحراف المعياري}} = \text{الدرجة المعيارية}$$

اختصاراً:

$$\frac{س - س}{ع} = \text{الدرجة المعيارية}$$

تتوقف المساحة بين القيمة وخط التماثل على نتيجة هذا

الكسر:

- فإذا 1 كانت المساحة 34% من مجموع المساحة.
- إذا كانت 2 كانت المساحة 47.5% من مجموع المساحة.
- إذا كانت 3 كانت المساحة 49.86% من مجموع المساحة.

نظرية العينات

1- اختبار العينة:

يطبق العلماء بحوثهم دائماً على عينات، فإذا أراد باحث مثلاً أن يعرف الفروق الفردية بين الذكور والإناث في التحصيل الدراسي فإنه يختار لذلك عينة من الذكور وعينة من الإناث، ويأمل العالم أن يحصل على نتائج دقيقة وصادقة من عينة صغيرة تشبه تلك النتائج التي كان يحصل عليها لو أنه امتلك الجهد والوقت وطبق بحثه على ملايين التلاميذ من الذكور والإناث، أي على مجتمع التلاميذ كله. إنه يستخدم عينات ثم ينتقل من الحديث عن عينة من الأفراد يمثلون المجتمع الذي ينتمون إليه ويستدل على ما يوجد في هذا المجتمع.

وواضح أن مثل هذه العمليات تتطلب من الباحث والمعلم الإلمام بالأساليب الرياضية والإحصائية حتى يستطيع أن يختار الأسلوب الإحصائي الذي يناسب بحثه أو دراسته ونوع العينة وعددها ونوع المعطيات التي يحصل عليها.

ولتوضيح الأسس التي تقوم عليها نظرية العينات نضرب المثال التالي:

لو أجرينا دراسة عن ظاهرة القلق كسمة من سمات الشخصية لدى تلاميذ المدارس الثانوية بالجزائر وأخذنا لذلك عينة وتبين منها أن متوسط القلق في هذه العينة هو 26 درجة في مقياس القلق الظاهري.

فهل معنى ذلك أن متوسط القلق لدى مجتمع تلاميذ المدارس الثانوية بالجزائر يساوي فعلا 26 درجة في مقياس القلق الظاهري، وبمعنى آخر، هل إذا قمنا بدراسة مجتمع تلاميذ المدارس الثانوية بالعدد الشامل هل نحصل على نفس النتيجة باستخدام نفس المقياس؟.

ولكي نحكم على ذلك ونجيب عن الأسئلة السابقة يكون من الواجب التعرف على القوانين والعوامل التي تتحكم في الفرق بين المقاييس المستنتجة من العينة ومقاييس المجتمع الفعلية، وحتى نستطيع أن نتعرف على هذه القوانين والعوامل ندرس التوزيع الاحتمالي لنتائج العينات.

ودون الدخول في التفاصيل ومناقشتها نقول عن عينة أنها ممثلة للمجتمع الذي سحبت منه حين يتميز توزيعها بالصفات التالية:

1- أن يكون توزيعا معتدلا أو قريبا من الاعتدال.

2- أن يكون المتوسط الحسابي لهذا التوزيع هو نفسه المتوسط الحسابي للمجتمع الذي سحبت منه أو قريب منه.

3- إن الانحراف المعياري الذي شرحناه سابقا هو الانحراف المعياري لتوزيع المعاينة، وبما أن، هذا التوزيع نظري فقط، أي لا يوجد لدينا عمليا، وبناء على الصفة التي تحدثنا عنها سابقا لتوزيع المعاينة نستطيع أن نقول أن هذه العينة تقع ضمن التوزيع النظري، ونحدد مكان وقوعها باحتمالات مختلفة (تحدثنا هذا سابقا). ولا بأس بالتذكير بها.

باحتمال 68% تقع هذه العينة في $s \pm 2$.

و باحتمال 95.4% تقع في $s \pm 2$.

و باحتمال 99.7% تقع في $s \pm 3$.

استخدام متوسط العينة في تقدير متوسط المجتمع.
يمكن قياس مدى الثقة في الفرق بين متوسط المجتمع ومتوسط العينة عن طريق استخدام الخطأ المعياري.

كيف نحسب الخطأ المعياري؟

نحسب الخطأ المعياري بالتعويض في القانون

$$e = \frac{E}{n}$$

حيث أن ،

$e =$ الخطأ المعياري

$E =$ الانحراف المعياري

$n =$ عدد الحالات

لقد سبق أن قمنا بحساب الانحراف المعياري في الجدول رقم 12 (ووجدناه يساوي 10.5).

وبالتعويض في قانون حساب الخطأ المعياري يكون الخطأ المعياري لمتوسط هذه العينة هو :

$$\begin{array}{r} 10.5 \\ \hline 200 \\ \hline 10.5 \\ \hline 14.14 \\ \hline 0.74 \pm - \end{array}$$

ماذا يمكن أن نستنتج من الخطأ المعياري ± 0.74 .

إن هذا الخطأ المعياري يمكن أن يدلنا على نوعين من البيانات:

د حدود متوسط العينة التجريبية.

د حدود المتوسط الحقيقي للمجتمع الذي سحبت منه.

فيما يتعلق بحدود متوسط العينة، فإن الخطأ المعياري 0.74 يدل على أن أقصى درجة يتذبذب فيها هذا المتوسط وبيتعد عن الحقيقي هي 0.74: في الاتجاه الموجب 0.74 في الاتجاه السالب. ويكون المتوسط في مثالنا هذا يقع في الحدود التالية.

$$\text{المتوسط} + \text{الخطأ المعياري} = 22 + 0.74 = 22.74.$$

$$\text{المتوسط} - \text{الخطأ المعياري} = 22 - 0.74 = 21.26.$$

أي أن متوسط العينة يقع بين:

$$21.26 \quad ، \quad 22.74$$

أما حدود المتوسط الحقيقي، أي متوسط المجتمع الأصلي الذي سحبت منه العينة، فيتوقف على الحد الأعلى لدرجة الثقة التي يختارها الباحث، باستعانة بجدول مساحات المنحى الاعتمادي المعياري، فإذا أراد أن يقبل 95% كحد أعلى للثقة في القيم التي يأخذها المتوسط الحقيقي، فإن المدى يكون:

بين م - ع (ع م)، م + ع (ع م)

م - المتوسط = 22

ع - الانحراف المعياري = 1.96

ع م - الخطأ المعياري = 0.74

وبذلك يكون المتوسط الحقيقي بين:

$$0.74 \times 1.96 \pm 22$$

= 20.55 ، 23.45

أما إذا أراد أ يقبل 99% وأن يتسامح في 1% في الفرص لنسبة الخطأ كان المتوسط الحقيقي بين :

$$0.74 \times 2.58 \pm 22$$

يكون المتوسط الحقيقي بين

$$20.09, 23.91$$

وهكذا يزداد اتساع المدى للحدود المتوسطة كلما قبل الباحث نسبة أقل من الخطأ المحتمل.

ثبات النسب

في حالة التصنيف الثنائي في ضوء سمات أو ظواهر معينة من حيث وجودها أو عدم وجودها وغير مقياسة بمقياس متدرج، تختزل التوزيعات التكرارية إلى نسب فنقول مثلا 60% من التلاميذ اجتازوا الامتحان بنجاح و 45% فشلوا في اجتيازه أو أن 60% من جنوح الأحداث مرجعه تفكك الأسرة ... الخ.

في مثل هذه الحالات تكون النسب المعطاة مؤسسة على عينة من الأفراد يفترض فيها العشوائية، وتصادفنا مشكلة ثبات هذه النسب ودرجة الثقة في هذه النسب.

ويمكن حساب الخطأ المعياري للنسب بالقانون:

$$\sigma_c = \sqrt{\frac{\text{نسبة الاستجابات الصحيحة} \times \text{نسبة الاستجابات الخاطئة}}{\text{عدد الأفراد}}}$$

واختصارا:

$$\sigma_c = \sqrt{\frac{ح \cdot ل}{ن}}$$

حيث أن ،

ح = نسبة الاستجابات الصحيحة
 ل = نسبة الاستجابات الخاطئة
 ن = عدد الأفراد أو عدد الحالات

مثال :

إذا كان لدينا امتحان ما وكانت نسبة الناجحين في هذا الامتحان هي 0.516% ونسبة الراسبين 0.484% وعدد التلاميذ 200 تلميذ .

فهل يستدل من ذلك أن نسبة النجاح كانت دالة إحصائياً أم أنها ترجع إلى محض الصدفة ؟.

عملياً:

$$\frac{0.484 \times 0.516}{200} \sqrt{z^2}$$

ع = 0.03

ع_م = النسبة المتوقعة للنجاح =

3 = 100 x 0.03

فترة الثقة بدرجة : 99% = ± 2.58 x 3 = 7.74

وإذا اعتبرنا أن هذه العينة ممثلة لمجموع التلاميذ في ولايات الوطن فإننا نقول:

أن نسبة النجاح في هذه الولاية في هذا الاختبار بدرجة 99% يتراوح بين:

± 3% = 54.6% و 48.6%

المقارنة بين المجموعات

أهم المشكلات التي تصادف الباحث أو الدارس في العلوم التربوية هي مشكلة مقارنة المجموعات، ومقارنة أداء التلاميذ مثلاً في امتحان أو في مهارة معينة. فكثير ما يسعى المعلم إلى مقارنة تحصيل قسمين في امتحان معين أو مقارنة أداء قسم واحد في ظرفين مختلفين، أو مقارنة تحصيل الإناث بتحصيل الذكور... الخ.

وفي مثل هذه الحالات يجمع المعلومات عن المجموعات التي يريد مقارنة أدائها ثم يحسب المتوسط الحسابي لأداء كل مجموعة ثم الانحراف المعياري أو النسبة... الخ. ثم يقارنها بعضها ببعض.

لكن المتوسط وغيره من المقاييس عرضة لبعض التذبذب لذلك لا بد من تحديد مدى تأثر هذه الفروق بأخطاء الصدفة حتى نستطيع أن نجزم بوجود فروق أو من عدمه في الأداء. لذلك لا بد من حساب الخطأ المعياري للفرق بين مقاييس العينات. وقد سبق كيفية حساب الخطأ المعياري. وسنتعرض فيما يلي إلى تطبيقاته.

حساب الخطأ المعياري للفرق بين المتوسطات

هناك طريقتان لحساب الخطأ المعياري للفرق بين المتوسطات:

- 1- حين تكون العينتان مرتبطتين
- 2- حين تكون العينتان مستقلتين.

الخطأ المعياري للفرق بين متوسطات العينات المرتبطة

يقصد بالعينات المرتبطة تلك العينة الواحدة التي تخضع لاختبارين في موقعين مختلفين. كأن نقارن متوسط درجات اختبار الجغرافية بمتوسط درجات اختبار الثقة العربية للسنة الثانية من التعليم المتوسط.

وفي مثل هذه الحالة يحسب الخطأ المعياري للفرق بين هذين المتوسطين حسب القانون:

$$\sigma_{\bar{x}_1 - \bar{x}_2} = \sqrt{\sigma_1^2 + \sigma_2^2 - 2r \sigma_1 \sigma_2}$$

حيث إن:

σ_1 = الخطأ المعياري للفرق بين متوسط العينة الأولى ومتوسط العينة الثانية.

σ_1 = الخطأ المعياري لمتوسط العينة الأولى

σ_2 = الخطأ المعياري لمتوسط العينة الثانية

r = معامل الارتباط بين درجات العينة الأولى ودرجات العينة الثانية.

عملية:

أراد معلم أن يقيس تحصيل تلاميذه في تعلم مادته وذلك بمقارنة نتائجهم في بداية السنة ونتائجهم في نهاية السنة:

الخطوات:

1- يحسب متوسط تحصيل تلاميذه في بداية السنة ويحسب الخطأ المعياري لهذا المتوسط. وليكن 0.572.

2- يحسب متوسط تحصيل تلاميذه في نهاية السنة ويسحب الخطأ المعياري لهذا المتوسط، وليكن 0.371.

3- يحسب معامل الارتباط بين درجات تلاميذه في الاختبارين، وليكن 0.371.

4- يحسب الخطأ المعياري مفرق بالتعويض في القانون السابق:

التعويض في القانون	
$(0.371 \times 0.572) (0.731 \times 2) - 2(0.371) + 2(0.572)$	$\sqrt{= 2^4 \cdot 1^4}$
$(0.21) (1.46) - (0.137 + 0.327)$	$=$
$0.31 - 0.464$	$=$
0.154	$=$

2- الخطأ المعياري للفرق بين متوسطات العينات غير المرتبطة عندما نريد مقارنة أداء أو تحصيل مجموعات اشتقت عن مجتمعات مختلفة أي بينها فرق كأن نحاول مقارنة متوسط تحصيل الذكور بمتوسط تحصيل الإناث، أو مقارنة متوسط تحصيل قسمين في نفس المستوى وفي نفس المادة، حينها نستخدم قانونا، يختلف قليلا عن القانون المستخدم في حالة العينات المرتبطة. ويتمثل هذا الاختلاف في استبعاد معامل الارتباط لأنه يكون بين المجموعتين = صفرا فتصبح المعادلة أو القانون كالتالي:

$$\sqrt{(s_1^2) + (s_2^2)} = \sqrt{2.4 + 1.4}$$

مثال :

في مقارنة متوسط تحصيل قسمين في مادة العلوم الطبيعية.

عمليا :

يتبع نفس الخطوات السابقة باستثناء حساب معامل الارتباط .

وكان الخطأ المعياري لمتوسط درجات القسم (أ) هو 0.17.

أما الخطأ المعياري لمتوسط درجات القسم (ب) = 0.25.

وبالتعويض في القانون السابق:

$$\frac{\sqrt{0.25^2 + 0.17^2}}{\sqrt{0.062 + 0.029}} = \frac{0.28}{0.26}$$

اختبار معنوية الفرق بين المتوسطات

فرض العدم:

إن أفضل طريقة للحكم على الدلالة الإحصائية للفرق بين المتوسطات وغيرها من مقاييس النزعة المركزية والتشتت والنسب، هو البدء بإقرار فرض العدم، أي افتراض عدم وجود فروق ذات دلالة بين المتوسطين، وذلك بالرجوع إلى جداول مساحات المنحنى الطبيعي.

وحتى نتمكن من الرجوع إلى جدول مساحات المنحنى الاعتمادي المعياري لا بد من تحويل الدرجة الخام (الفرق بين متوسطي العينتين التجريبتين) إلى درجة معيارية، ويكون ذلك بالحصول على نسبة الفرق إلى الخطأ المعياري للفرق بين المتوسطين. وتسمى هذه النسبة بالنسبة الحرجة أو نسبة t وتكون بالقانون:

1ذ في حال المتوسطين المرتبطين

$$Z = \frac{m_1 - m_2}{\sqrt{e_1^2 + e_2^2 - 2r \cdot e_1 \cdot e_2}}$$

حيث أن:

ن.ح = النسبة الحرجة او نسبة Z.

م = المتوسط الحسابي للدرجات.

e_1 = الخطأ المعياري لمتوسط العينة الأولى.

e_2 = الخطأ المعياري لمتوسط العينة الثانية.

r = معامل الارتباط.

مثال:

أراد معلم مقارنة تحصيل تلاميذه في اختبار مادة الفيزياء
بتحصيل نفس التلاميذ في مادة الكيمياء.

فما هي الدلالة الإحصائية للفرق بين متوسطي درجات
التحصيل في المادتين.

تكون قيمة ن.ح. هي:

- 14 - متوسط درجات مادة الفيزياء
 13 - متوسط درجات مادة الكيمياء
 05 - الخطأ المعياري لمتوسط درجات الفيزياء
 04 - الخطأ المعياري لمتوسط درجات الكيمياء
 0.63 - معامل الارتباط بين درجات المادتين

$$\begin{array}{r}
 13 - 14 \\
 \hline \hline
 \frac{(0.04 \times 0.5) (0.63 \times 2) - 2(0.4) + 2(0.5)}{1} \sqrt{\quad} = \text{ن.ح.} \\
 \hline \hline
 \frac{(0.2) (1.24) - (0.16 \times 0.24)}{1} \sqrt{\quad} = \\
 \hline \hline
 \frac{(0.248) (0.4)}{1} \sqrt{\quad} = \\
 \hline \hline
 \frac{1}{0.39} = \\
 2.56 \pm =
 \end{array}$$

ماذا تعني هذه النسبة ؟

بالرجوع إلى جدول مساحات المنحنى الاعتمالي المعياري نلاحظ أن المساحة المحصورة بين ± 2.56 درجات معيارية.

هي 98%: والمساحة التي تقع خارج هذه القيمة هي 2% لهذا نرفض الفرض الصفري القائل: إنه لا يوجد فرق ذو دلالة إحصائية بين المتوسطين، ذلك لأن الفرق الذي وجدناه فرق جوهري وله دلالة إحصائية كبيرة.

متى نقول أن الفرق حقيقي وجوهري أم أنه راجع إلى الصدفة ؟.

هناك مستويات لتحديد دلالة الفرق يطلق عليها مستويات الدلالة أو مستويات الثقة، وهناك شبه اتفاق بين العلماء على مستوى ثقة 1% ومعناه الفرق الملاحظ لا يمكن الحصول عليه عن طريق الصدفة إلا في مرة واحدة في المائة، لكن ذلك لا يكون دائماً خاصة في العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية، لذلك فإن هناك بعض العلماء الأكثر تساهلاً أو مرونة فيقول مستوى ثقة 5% ومعنى ذلك أن احتمال أن يكون الفرق حقيقي هو 95% ونحصل على الثقة بإرجاع النسبة الحرجة، أو الدرجة المعيارية المحسوبة ونقارنها بالدرجات المعيارية للمنحنى الاعتمالي المعياري فإذا كانت:

- النسبة الحرجة z للدرجة المعيارية في مستوى معين كانت الفروق حقيقية.

- النسبة الحرجة \bullet من الدرجة المعيارية في مستوى معين كانت الفروق راجعة إلى الصدفة وأخطاء القياس، أي أن الفرق غير دال إحصائياً.

اذ في حال المتوسطين المستقلين

دعنا الآن نرى كيفية قياس الفروق بين عينتين غير مرتبطتين أي عينتين مستقلتين، وليكن الفرق بين الجنسين (الذكور والإناث) ونأخذ المثال التالي:

أعطى باحث اختبار المجموعة من الذكور عددها 114 ذكراً ولمجموعة أخرى من الإناث عددها 175 أنثى، وكانت النتائج التالية:

الجنس		البيانات
إناث	ذكور	
175	114	عدد الأفراد
21	19.7	المتوسط الحسابي
4.89	6.08	الانحراف المعياري
0.371	0.572	الخطأ المعياري

حساب النسبة الحرجة:

$$\frac{19.7 - 21}{\sqrt{2(0.371) + 2(0.572)}} = \text{ن.ح}$$

$$\frac{19.7 - 21}{1.3} = \text{ن.ح}$$

$$0.682 =$$

$$1.91 =$$

على ماذا تدل هذه النسبة 1.91 ؟

الواضح أن أهم خطوة يجب على المعلم أو الباحث أن ينتبه إليها هي تفسير ما توصل إليه من نتائج، إن النسبة الحرجة لا تدل في حد ذاتها على شيء إلا بالرجوع إلى جدول مساحات المنحنى الاعتمالي.

والقاعدة الأساسية التي ينطلق منها المعلم أو الباحث هي افتراض عدم وجود فروق حقيقية بين المجموعتين، أي افتراض الصفر، ثم يقوم باختبار النسبة الحرجة التي توصل إليها عن طريق مقارنتها بتلك المجدولة، وهنا تعترضه مشكلة أخرى.

ما هي النسبة الحرجة التي عندما يحصل عليها يرفض معها الفرض الصفري ؟.

يتفق العلماء مع بعض الاختلافات، إن في العلوم التربوية والنفسية تكون النسبة الحرجة ذلك عند حدود 5% فأقل صدفة، أي 95% فأكثر ثقة بأن الفروق حقيقية، ويرجع اختبار مستوى الدلالة إلى حرص الباحث ومدى تشدده في قبول أو رفض الفرض الصفري.

لنحاول الآن تفسير هذه النسبة التي حصلنا عليها عن المثال السابق وهي 1.91: بالكشف عن هذه القيمة في جدول مساحات المنحنى الاعتدالي .يتبين أنها أقل من الحد الأدنى للدلالة التي ينبغي أن نصل إليها ، ومن 1.96 كي تكون دالة في مستوى ثقة 5% أو 0.05.

وعلى ذلك نقول: "نقبل الفرض الصفري القائل بأن الفرق الملاحظ ليس فرقا حقيقيا، أي أن هناك أكثر من 5 فرص لحصول مثل هذا الفرق كل 100 محاولة لمجرد الصدفة والخطأ في القياس. أي أنه لا توجد أدلة كافية للحكم على وجود فرق بين الجنسين في نتائج الاختبار".

3 ذ إذا كان عدد الحالات أقل من (30 عينات مستقلة)

إذا كان عدد الحالات أقل من 30 فإننا لا نستطيع استخدام القانون الذي ذكرناه سابقا في حساب الخطأ المعياري والذي هو:

$$\frac{\epsilon}{\sqrt{n}}$$

بل لا بد من تصحيحه، ذلك أن الانحراف المعياري للعينات الصغيرة أقل من الانحراف المعياري للمجتمع الأصلي ولهذا استخدم القانون:

$$\frac{\epsilon}{\sqrt{n-1}}$$

ونشير كذلك إلى أنه في حالة دراسة الفروق في التحصيل أو الاتجاهات أو غيرهما بين مجموعات يقل عدد أفرادها عن ١٢٠ لا نستطيع كذلك استخدام معادلة الفرق بين المتوسطات السابق دراستها، وفي المقابل نستخدم حساب (ت) للفرق.

متوسطات العينات الصغيرة، ونظرا لحجم العينة من حيث الصغر، فإن القانون السابق لحساب الخطأ المعياري للفرق غير صالح. لذلك نحسب قيمة (ت) بالقانون التالي:

$$t = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\sqrt{\left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2} \right) \left(\frac{\text{مجموع } 1^2 + \text{مجموع } 2^2}{n_1 + n_2 - 2} \right)}}$$

حيث إن:

ح₁² = مجموع مربع الانحرافات عن المتوسط للقيمة الأولى.

ح₂² = مجموع مربع الانحرافات عن المتوسط للقيمة الثانية.

ن₁ = مجموع عدد التلاميذ أو الحالات في العينة الأولى.

ن₂ = مجموع عدد التلاميذ أو الحالات في العينة الثانية.

مثال :

لنفترض أن لدينا عينتين مستقلتين حسب المعطيات التالية.

عدد أفراد العينة الأولى (ن₁) = 6

عدد أفراد العينة الأولى (ن₁) = 8

دمتوسط درجات العينة الأولى = 36

دمتوسط درجات العينة الثانية = 25

المطلوب حساب قيمة (ت):

$$\begin{aligned}
 & \frac{25 - 36}{\left(\frac{1}{8} \quad \frac{1}{6} \right) \left(\frac{884 + 456}{2 - 8 + 6} \right)} = t \\
 & \frac{11}{\left(0.292 \right) \left(\frac{1340}{12} \right)} = \\
 & \frac{11}{32.6} = \\
 & \frac{11}{5.71} = \\
 & 1.93 =
 \end{aligned}$$

وبالرجوع إلى جدول توزيع (ت) وبدرجة حرية $12 = 8 + 6$ يتبين أن قيمة (ت) المحسوبة 1.93 دال في المستوى المطلوب للدلالة الإحصائية 5% صدفه، و95% ثقة، لأن القيمة المطلوبة للدلالة الإحصائية في هذا المستوى هي 1.782: ويعبر عنه:

1.93 ● 1.782 إذن الفرق حقيقته في هذا المستوى، أي أن
تحصيل المجموعة الثانية كان أفضل من تحصيل المجموعة
الأولى.

أما إذا اختار المعلم مستوى أعلى أي ثقة أكبر في وجود
أو عدم وجود فروق في التحصيل بين المجموعتين ولتكن نسبة
الثقة 99% ونسبة الشك أو الصدفة 1% بنفس الطريقة نقرأ قيمة
(ت) في الجدول في هذا المستوى وبدرجة حرية = 12. تبين أنها
تساوي = 2.681.

وبذلك تكون :

$$2.68 \quad \blacksquare \quad 11.9$$

أي أنه لا توجد فروق بين المجموعتين في التحصيل في
هذا المستوى، وأن الفرق راجع إلى الصدفة وأخطاء القياس.

في حال العينات الصغيرة المرتبطة

في هذه الحالة ندخل معامل الارتباط بين المتغيرين في
حساب الخطأ المعياري للفرق بين المتوسطين. وذلك باستخدام
القانون التالي:

$$\frac{\sqrt{\frac{\text{مجا(ف- ف) }^2}{\text{ن-1}}}}{\frac{\text{ن}}{\text{ع م}}} = \text{ع م}$$

حيث ان:

ع م = الخطأ المعياري للفرق بين متوسطي عينتين صغيرتين.

ق = الفرق بين الدرجة س والدرجة ص.

ف = الفرق متوسطي درجات س، ص.

مثال :

في اختبار تحصيلي لمجموعة من التلاميذ المتفوقين الذكاء. في مادتين وكانت درجاتهم كما هي مبينة في الجدول (رقم 12).

اختبر الفرضية:

لا يوجد فرق بين درجاتهم في المادتين في مستوى دلالة 0.01.

الخطوات :

- 1- يحسب الفرق بين كل درجة في س والدرجة المقابلة لها في ص.
- 2- يحسب الفرق بين المتوسطين.
- 3- يطبق القانون لحساب قيمة (ت).

الجدول رقم 13)
يبين درجات التلاميذ في المادتين

الفرق بين الدرجات	الدرجات(ص)	الدرجات (س)	رقم التلميذ
4	16	20	1
1 -	35	34	2
2	22	24	3
8	29	37	4
1 -	24	23	5
5	30	35	6
3	27	30	7
4	25	29	8
24	26	29	المتوسط

وبالتعويض في القانون:

$$\frac{26 - 29}{\frac{3}{(1 - 8) 8}} = t$$

$$\frac{3}{64} = t$$

$$\frac{3}{1.14} =$$

وبالرجوع إلى جدول قيم (ت) تبين أن الفروق دال إحصائية
في مستوى ثقة 99% ونسبة الصدفة هي 1% أي أن :

2.624 ● 263

اختبار معنوية الفرق بين الانحرافات المعيارية

لقياس الدلالة الإحصائية للفرق بين تشتت درجات التلاميذ في عينات الدراسة، نقوم بقياس الدلالة الإحصائية للفرق بين الانحرافات المعيارية لعينات البحث، ويقوم ذلك على نفس الفكرة التي بها قسنا الدلالة الإحصائية للفرق بين المتوسطات.

1 في حال العينات المستقلة :

الطريقة :

- يحسب الانحراف المعياري لكل عينة
- يحسب الخطأ المعياري للانحراف المعياري لكل عينة باستخدام القانون:

$$\frac{\sigma}{\sqrt{n-2}}$$

- يحسب الخطأ المعياري للفرق بين الانحرافين المعياريين باستخدام القانون :

$$\sqrt{\frac{\sigma_1^2 + \sigma_2^2}{n_1 + n_2 - 2}}$$

- يحسب الخطأ المعياري للفرق بين الانحرافين
المعياريين باستخدام القانون:

$$t = \frac{2\bar{x} - 1\bar{x}}{\sqrt{2s^2 + 1s^2}}$$

مثال:

لدينا مجموعتان من التلاميذ ذكور وإناث، المطلوب، اختبار
معنوية الفرق بين تشتت درجات كل من الذكور والإناث في اختبار
اللغة.

كان الانحراف المعياري لكل منهما كما يلي:

ذكور. 2.43 وعدد التلاميذ 308.

إناث. 2.23 وعدد التلميذات 325.

تطبيق الخطوات:

1 - حساب الخطأ المعياري للانحراف المعياري لكل من
الذكور والإناث.

الذكور:

$$\frac{2.43}{308 \times 2} \sqrt{\frac{14}{14}} = 0.098$$

الإناث:

$$\frac{2.23}{325 \times 2} \sqrt{\frac{14}{14}} = 0.087$$

$$\sqrt{{}^2(0.087) + {}^2(0.098)} = 2\sqrt{\frac{14}{14}} = 0.131$$

النسبة Z = $\frac{2.23 - 2.43}{0.131} = \frac{0.2}{0.131} = 1.5$

وعند مقارنة هذه النسبة بتلك المجدولة نلاحظ أنها أقل من مستوى الدلالة المطلوب في مستوى ثقة 95٪، وبذلك فإن هذه النسبة تدل على أنه لا توجد دلالة إحصائية بين الانحرافين المعياريين، أي أن تشتت درجات المجموعتين متساوي، وأن الاختلاف أو الفرق الملاحظ يرجع إلى الصدفة وأخطاء القياس.

2 ذ في حال العينات المرتبطة:

يطبق نفس القانون مع الأخذ بعين الاعتبار معامل الارتباط بين تشتت درجات المجموعتين. وبذلك يصبح قانون الخطأ المعياري للفرق بين الانحرافين المعياريين كما يلي:

$$\sqrt{\frac{(s_1^2 + s_2^2) \cdot 2}{2n} - 2r \cdot s_1 \cdot s_2} \cdot \sqrt{2 \cdot 14^2 + 24^2}$$

ج - اختبار معنوية الفرق بين النسب المستقلة:

تقوم فكرة اختبار معنوية الفرق بين النسب على نفس الفكرة القائمة عليها اختبار معنوية الفرق بين المتوسطات، ومعنوية الفرق بين الانحرافات المعيارية. ونتبع نفس الخطوات:

ويحسب الخطأ المعياري حسب القانون:

$$E_n = \sqrt{\frac{C \cdot J}{n}}$$

مثال:

أراد معلم تحديد نسبة الاستعداد لدراسة العلوم الرياضية عند مجموعة من التلاميذ تتكون من 613 تلميذاً من تلاميذ المرحلة المتوسطة، 348 (من الإناث، و 265 من الذكور) من خلال اختبار في الاستعداد الرياضي للمجموعتين وكانت نسبة النجاح في الاختبار، بالنسبة للذكور هو 50.2% وبالنسبة للإناث هو 41.4%.

فما هي الدلالة الإحصائية للفرق بين هاتين النسبتين ؟.

الخطوات:

□ حساب الخطأ المعياري لكل نسبة حسب القانون أعلاه:

بالنسبة للذكور:

$$\frac{0.498 \times 0.502}{2.65} \sqrt{\quad} \quad \begin{matrix} \text{ذكور} \\ \text{ع} \end{matrix} =$$

$$\frac{0.25}{265} \sqrt{\quad} =$$

$$\boxed{0.031} =$$

بالنسبة للإناث:

$$\frac{0.586 \times 0.414}{348} \sqrt{\quad} \quad \begin{matrix} \text{إناث} \\ \text{ع} \end{matrix} =$$

$$\frac{0.243}{348} \sqrt{\quad} =$$

$$\boxed{0.026} =$$

□ حساب الخطأ المعياري للفرق حسب القانون:

$$\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}} = \sigma_{\text{ن1، ن2}}$$

بالتعويض:

$$\sqrt{\frac{(0.026)^2}{2} + \frac{(0.031)^2}{2}} = \sigma_{\text{ن1، ن2}}$$

$$= 0.04$$

□ حساب النسبة الحرجة حسب القانون:

النسبة الحرجة (Z) = $\frac{\text{الفرق بين النسبتين}}{\text{الخطأ المعياري للفرق}}$

بالتعويض:

$$\frac{0.088}{0.04} = \text{النسبة (Z)}$$

$$= 2.2$$

ويكون تفسير هذه النسبة بنفس الطريقة التي شرحناها سابقا، أي حتى تحدد درجة الثقة في الفرق بين النسبتين نرجع إلى جداول مساحات المنحنى الاعتمالي المعياري.

وبالرجوع إلى هذه الجداول نلاحظ أن درجة الثقة في هذا الفرق هي 97.22 أي أن هناك 97% ثقة إن الفروق حقيقية وأن أقل من 3% احتمال أن تكون الفروق راجعة إلى الصدفة.

وتدل هذه النتيجة على وجود دلالة إحصائية في أن الفروق حقيقية، ومنه "الاستعداد لدراسة العلوم الرياضية لدى الذكور أعلى من استعداد الإناث لدراستها".

حساب الفرق بين النسب المرتبطة

عندما تكون العينتان من مجتمع واحد بحيث يكون الارتباط بينهما كبيرا حينها لا بد من استخدام قانون آخر يأخذ هذا الارتباط بعين الاعتبار. والقانون المستخدم في هذه الحالة هو:

$$\text{ع ن 1، ع ن 2} = \sqrt{(1+d) - (1-d)^2}$$

حيث إن:

ع ن 1، ع ن 2 = الخطأ المعياري للفرق بين النسبتين.

أ = نسبة الرسوب في الاختبار المبدئي ناجح في الاختبار الثاني.

د = نسبة النجاح في الاختبار المبدئي راسب في الاختبار الثاني.

ن = عدد الحالات أو التلاميذ.

مثال :

أراد معلم أن يقيس نمو تلاميذه وعددهم 35 تلميذا في مادة العلوم الطبيعية، فأعطى تلاميذه اختبارا في بداية السنة وكانت نسبة النجاح 30% وبعد شهرين من دراسة المادة أعطى لهم نفس الاختبار وكانت نسبة النجاح 55%.

فهل الفرق بين هذين النسبتين فرق له دلالة إحصائية ؟.

الخطوات :

1- نرتب البيانات ترتيبا تتضح فيه نسب النجاح والرسوب في الاختبارين في جدول رباعي:

الامتحان المبدي:

		ناجح	راسب		
الامتحان الثاني	ناجح	ب	0.6	ا	
	راسب	د	0.13	ج	
		0.15	0.12		

ويلاحظ أن الخلية أ = نسبة الذين أخفقوا في الإجابة عن أسئلة الاختبار في المرة الأولى ونجحوا في الاختبار الثاني.

الخلية ب = نسبة الذين نجحوا في المرتين.

الخلية ج = نسبة الذين رسبوا في المرتين.

الخلية د = نسبة الذين نجحوا في الاختبار في المرة الأولى وسربوا في المرة الثانية.

□ نحسب الخطأ المعياري للفرق بين النسبتين بالتعويض في القانون السابق:

$$\frac{\sqrt{2(0.12+0.06) - (0.12+0.06)^2}}{35}$$

عنا، ع 2-

$$\frac{0.23 - 0.72}{35} -$$

$$\frac{0.49}{35} -$$

0.12 -

□ تعوض في القانون السابق لحساب دلالة الفرق بين النسب.

$$\frac{0.12 - 0.6}{0.12} = \text{النسبة } Z$$

$$\boxed{4} -$$

اختبار كاي² X²

يواجه الباحث مشكلة تتخذ صوراً مختلفة في كثير من الدراسات الإحصائية، منها مشكلة التطابق بين بيانات واقعية وبيانات مستتبطة على أساس افتراض معين أو على أساس إجراء الدراسة بالمعينة، حتى يستطيع بذلك أن يحكم على افتراضه، كما يلاحظ من المشكلات العامة في الاستدلال الإحصائي هو أن يحدد الباحث في ضوء قانون الاحتمالات، هل الفروق بين عينتين ممثلتين تعني أنها قد اشتقا من مجتمع واحد أم أنهما قد اشتقتا من مجتمعين مختلفين حقا؟ وكذلك يعني الاستدلال الإحصائي بحث مشكلة أخرى وهي هل العينة التي أخذت لها التقديرات قد اشتقت من مجتمع له خصائص معينة؟

وواضح أن بحث هذه المشكلات يقوم على افتراضات متعددة عن توزيع الظاهرة السلوكية في المجتمع الذي اشتقت منه العينة، ولما كان كثير من هذه الافتراضات التي يرتكن إليها الاستدلال الإحصائي البرمترية من الصعب تحقيقه في كثير من العينات موضوع البحث في الدراسات التربوية والنفسية والاجتماعية الأمر الذي يجعل نتائج التحليل الإحصائي مضللة أو مشكوك فيها، فقد وجد علماء القياس النفسي طرقاً للاستدلال الإحصائي لا تشترط معه كثير من الافتراضات البرمترية (أي الخاصة بتوزيعات المجتمعات الأصلية: المتوسط،

الانحراف المعياري)، ومعناه: أنها طرق لا تشترط توزيعاً معيناً أو شكلاً خاصاً لهذا التوزيع، تستخلص نتائجها دون النظر إلى شكل تلك المجتمعات.

ولعل من أهم المقاييس اللابرمترية هو مقياس كاي²، الذي يعتبر الأداة التي يمكن بواسطتها مواجهة المشكلات التي ذكرناها سابقاً، والبحث فيها.

ولمناقشة طريقة إجراء هذا الاختبار يكون من الأفضل أن نورد أمثلة ملموسة توضح خطوات العمل اللازمة.

مثال:

لنفرض أننا طبقنا اختباراً معيناً، على مجموعة من التلاميذ في محاولة لمعرفة رأيهم في طريقة التدريس التي يتبعها المعلم معهم، وكان عدد التلاميذ 40 تلميذاً، ولنفرض 28 منهم قالوا بأنها طريقة جيدة أي يحبذون هذه الطريقة وأن 12 منهم قالوا أنها طريقة غير مناسبة.

ونسأل: هل هذا الفرق له دلالة حقيقية، بمعنى أن هناك فروق بين التلاميذ تبين أن غالبيتهم يحبذون هذه الطريقة .

إن الفرض الصفري في هذه الحالة هو تقسيم المجموعة إلى نصفين، أي 50% من هؤلاء التلاميذ يحبذون هذه الطريقة، و 50% آخرون لا يحبذونها وتبعاً لهذا التقسيم، فإن تكرارات التي نتوقعها

$$\text{تكون: } \frac{40}{2} = 20$$

ويعرف هذا باسم التكرار المتوقع أو التكرار النظري، ونرمز إليه ب (ت م) ويقابله التكرار الحقيقي، أي التكرار الذي حصلنا عليه من تطبيق الاستخبار أو من واقع التجربة. ويسمى بالتكرار المشاهد أو التكرار الحقيقي الملاحظ أو التكرار التجريبي ونرمز ب (ت).
ب (ت).

وفي مثالنا هذا يكون التكرار التجريبي هو 28، و 12.

فهل هذا التكرار يختلف اختلافا جوهريا عن التكرار النظري المتوقع أو الفرضي وهو 20 ؟.

ويمكن الحصول على الإجابة بالحصول على قيمة كاي² بالمعادلة التالية:

$$\text{كاي}^2 = \frac{2(t - tm)^2}{tm}$$

حيث إن:

ت = التكرار المشاهد أو التجريبي.

ت_م = التكرار المتوقع.

وبالتعويض في هذا القانون على أساس المثال السابق:

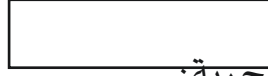
$$\begin{array}{r}
 \frac{2(20-28)^2}{20} = \text{كاي}^2 \\
 \frac{2(8)^2}{20} = \\
 \frac{128}{20} = \\
 \boxed{6.4} =
 \end{array}$$

وبالرجوع إلى جداول كاي² مع درجة حرية = 1 يتضح أن القيمة العددية لـ كاي² المحسوب وهي 6.4: أكبر من القيمة المجدولة في مستوى 2.5% شك و 97.5% ثقة، وعلى ذلك لا نستطيع قبول الفرض الصفري القائل بعدم وجود فروق حقيقية بين الاتجاهين نحو طريقة الأستاذ. لكننا يمكن أن نرفضه في مستوى ثقة أكبر ولتكن 1% شك و 99% ثقة لأن القيمة المجدولة في هذا المستوى هي 6.634: وهي القيمة أكبر من القيمة المحسوبة.

حساب درجة الحرية:

يكون حساب درجة الحرية بطرح 1 من عدد المجموعات التي قسمنا إليها العينة الكلية أو عينة الدراسة. وذلك في حال كون المتغير واحدا. وفي مثالنا فإننا قسمنا على أساس المشاهدة التلاميذ إلى مجموعتين محبذة رافقه لطريقة المعلم.

$$1 = 1 \times 2$$



ومنه تكون درجة الحرية:

لقد استخدمنا مثالا بسيطا يتعلق بالمقارنة بين استجابتين فقط، ولكن قد يتناول الباحث أكثر من استجابتين، كما وقد يتناول متغيرين في نفس الوقت لذلك سنتناول أمثلة تبين طريقة العمل في مثل هذه الحالات:

مثال:

أراد معلم أن يعرف اليوم الذي يفضله تلاميذه للذهاب إلى المكتب للمطالعة:

وكانت النتائج التالية:

الأيام

التكرارات	السبت	الأحد	الاثنين	الثلاثاء	الأربعاء	الخميس
هل هذا	6	7	5	7	15	20

في هذا المثال نلاحظ أن فرض الصفر يجعل التكرار المتوقع أو النظري متساويا، أي نطلق من منطلق أنه لا يوجد يوم مفضل لدى التلاميذ للذهاب إلى المكتبة للمطالعة. ولما كان عدد أفراد العينة هو 60 تلميذ، وعدد أيام الأسبوع المسموح فيها بالذهاب إلى المكتبة هو 6 أيام، إذن يكون التكرار المتوقع أو النظري هو:

$$10 = \frac{60}{6}$$

لحساب كاي² في مثل هذه الحالة نطبق نفس القانون السابق، لأنه القاعدة العامة لإيجاد كاي² وهي:

$$\text{محد} = \frac{(ت - ت م)^2}{ت م}$$

ويوضح الجدول التالي العميات الحسابية المطلوبة للحل.

(الجدول رقم 14)

يبين العمليات الحسابية لاختبار معنوية كاي²

الأيام	التكرار المشاهد	التكرار المتوقع	الفرق	الفرق ²	الفرق ² التكرار المشاهد
السبت	6	10	4 -	16	2.66
الأحد	7	10	3 -	9	1.29
الاثنين	5	10	5 -	25	5
الثلاثاء	7	10	3 -	9	1.29
الأربعاء	15	10	5	25	5
الخميس	20	10	10	100	5
المجموع	60	60	صفر		20.24

كاي² المحسوبة = 20.24.

وبالرجوع إلى جداول كاي² بدرجات حرية = 5.

يتضح أن هذه القيمة العددية ل كاي² = 20.24 تقع بين القيمتين المجدولتين في المستوى 0.005 (وهي 16.749) والمستوى 0.001 وهي (20.52) أي أن القيمة المحسوبة أكبر من القيمة التي تسمح بقبول فرض الصفر في مستوى أعلى من 0.005 ، إذن لا بد لنا أن نرفض عدم وجود فروق في تفضيل يوم عن آخر من أيام الأسبوع للذهاب إلى المكتبة للمطالعة.

رأينا إلى حد الآن تطبيق كاي² لاختبار الدلالة الإحصائية في حال وجود عينة واحدة.

وماذا عن المقارنة بين عينتين ؟

1- اختبار الدلالة الإحصائية لعينتين مرتبطتين:

يحتاج الباحث أحيانا إلى اختبار عينتين مرتبطتين، كما يحدث عندما يحاول المعلم أن يجرب طريقتين للتقويم لكي يتبين أيهما أفضل، أو عندما يحاول الباحث دراسة اتجاهات مجموعة من المعلمين بعد دراسة تأهيلية لهم، فيختار عينة واحدة من المعلمين يجري عليهم مقياس الاتجاهات نحو التدريس، وبعد عملية التأهيل يعيد نفس الاختبار على نفس المجموعة، التي يحدد فيها إذا كانت اتجاهاتهم نحو مهنة التدريس قد تغيرت نتيجة العملية التأهيلية.

ويستخدم في مثل هذه الحالات اختبار ماكنيمار مخفزهذد لقياس دلالة التغير.

مثال:

أراد معلم قياس نمو تلاميذه في مادة اللغة العربية، فأعطى تلاميذه في بداية السنة الدراسية اختبار مقننا، وبعد شهرين من التدريس أعطى لنفس التلاميذ نفس الاختبار، وكان عدد التلاميذ 60 تلميذا. وكانت النتائج:

- ناجح في المرتين 13 تلميذا.
- راسب في المرتين 12 تلميذا.
- ناجح في المرة الأولى وراسب في المرة الثانية 10 تلميذا.
- راسب في المرة الأولى وناجح في المرة الثانية 25 تلميذا.

الخطوات:

1- لخص التكرارات في جدول من أربع خلايا كما في الجدول التالي:

		بعد التدريس		
		ناجح	راسب	
قبل التدريس	ناجح	ب 13	ا 25	
	راسب	د 10	ج 12	

نلاحظ أن الذين تغيرت استجاباتهم في الاختبار المقنن سواء من الرسوب إلى النجاح أو من النجاح إلى الرسوب هم الموجودون في الخليتين (أ - د).

2- يحسب كاي² على أساس قانون ماكسيمار منغزهذذ بدرجة حرية واحدة وهو:

$$\frac{(d-1)^2}{d+1} = \text{كاي}^2$$

3 - لقد أضاف ياتس نزهخث سنة 1934 تصحيحا لقانون ماكسيمار لتقريب التوزيع التكراري من التوزيع الاعتمالي واستخدم القانون.

$$\frac{(d-1)^2}{d+1} = \text{كاي}^2$$

4- تحسب درجة الحرية وهي في هذا المثال تساوي 1.

وبنفس الطريقة نلجأ إلى جدول توزيع كاي² لحساب الدلالة الإحصائية لما حدث من تقدم في تعلم اللغة العربية عند التلاميذ (في مثالنا).

العمليات الحسابية:

نعوض في القانون (قانون ماكسيمار المصحح).

$$\begin{aligned} \left[\frac{1 - (10 - 25)}{10 - 25} \right]^2 &= \text{مكاي مربع} \\ \frac{196}{35} &= \\ 5.6 &= \end{aligned}$$

بالرجوع إلى جداول توزيع كاي² نجد أن احتمال أن تكون عملية التدريس قد أحدثت تغييرا في مستوى تحصيل التلاميذ في مادة اللغة العربية احتمال قوي ونسبة 0.02 أي أكثر 98% احتمال حدوث هذا التغيير. وبذلك فإن النتيجة تقيم الدليل على أن عملية التدريس قد أحدثت نموا معتبرا لدى هؤلاء التلاميذ في مادة اللغة العربية.

2- اختبار الدلالة الإحصائية لكاي² في حال العينات المستقلة:

مثال:

حاول معلم أن يدرس أثر ثلاث طرق من طرائق التدريس على عملية فهم التلاميذ لمادة التاريخ، واختار لذلك ثلاث مجموعات، أخضع كل مجموعة لطريقة واحدة من الطرق الثلاثة، وبعد فصل كامل أخضع الجميع لاختبار موحد في مادة التاريخ. وسجل نتائجه في جدول كالتالي:

(الجدول رقم 15)

يبين نتائج التحصيل في الطرق الثلاثة

المجموع	الطريقة الثالثة	الطريقة الثانية	الطريقة الأولى	الطريقة النتائج
48	$\frac{16}{10}$	$\frac{18.08}{23}$	$\frac{13.91}{15}$	عالي
52	$\frac{17.33}{20}$	$\frac{19.59}{17}$	$\frac{15.07}{15}$	متوسط
38	$\frac{12.67}{16}$	$\frac{14.32}{12}$	$\frac{10.01}{10}$	منخفض
40	46	52	40	المجموع

• ترتيب النتائج في جدول مزدوج كما هو مبين اعلاه.

• تحديد التكرار المتوقع نظريا وذلك بضرب المجموعين الجانبيين المشتركين في كل خلية من خلايا الجدول الداخلية، ثم قسمة حاصل الضرب على مجموع الجانبيين:

• فمثلا بالنسبة للخلية الأولى أي الخلية العليا من اليمين. يكون التكرار النظري أو المتوقع على أساس العمليات التالية :

$$13.19 = \frac{48 \times 40}{138}$$

وهكذا يحسب التكرار النظري لكل خلية من خلايا الجدول:

- تسجل النتائج في جدول مستقل ويستحسن أن تسجل النتائج في نفس الجدول السابق بحيث يكتب التكرار المنتظر أو المتوقع بخط مغاير للخط الذي كتب به التكرار المشاهد. أو يكون مغاير، أو بكتابة أحد التكرارين في النصف الأدنى من الخلية والآخر في النصف الأعلى من الخلية وعلى كل، لا بد من تسجيل التكرارين بحيث يمكن تبيين أحدهما عن الآخر.
- تطبيق القانون العام لاختبار كاي² مربع وذلك بالنسبة لكل خلية:

$$\frac{(t - tm)^2}{tm}$$

- فمثلا بالنسبة للخلية الأولى، أي الخلية العليا على اليمين يكون التعويض في القانون :

$$13.9 = \frac{(13.91 - 15)^2}{13.91}$$

$$= 0.085$$

- ويكون ذلك بالنسبة لكل خلية من خلايا الجدول ثم تسجيل النتائج كالتالي:

جدول رقم 16) يبين نتائج حساب كاي²

الفرق ² التكرار المتوقع	الفرق ²	الفرق	مستوى التحصيل	الطريقة
0.085	1.19	10.9	عالي	I
0.0006	0.005	0.07	متوسط	
0.09	1.02	0.01	منخفض	
0.34	24.21	4.92	عالي	II
0.34	6.71	2.59	متوسط	
0.38	5.38	2.32	منخفض	
2.25	36	6	عالي	III
0.41	7.13	2.67	متوسط	
0.88	11.1	3.33	منخفض	
5.78	المجموع			

- يمكن الحصول على قيمة كاي² بالقانون:

$$\frac{(ت ذ ت م)^2}{ت م} = كاي^2$$

وبالنسبة لهذا الجدول يكون مجموع الحقل الخامس

أي: مجموع (الفرق بين التكرارين)²

التكرار المتوقع

$$\boxed{5.78} =$$

- حساب درجات الحرية، وذلك بطريقة سريعة، أي بطرح واحد من عدد الفئات الأفقية التي يتكون منها الجدول رقم (15) وضرب الناتج في حاصل طرح واحد من عدد الفئات الرأسية في نفس الجدول.

واختصاراً:
(ص - 1) (ع - 1)

حيث إن:

ص = الصف أو الفئات الأفقية

ع = العمود أو الفئات الرأسية

وفي مثالنا تكون درجة الحرية بالتطبيق في القانون السابق:

$$= (3 - 1)(3 - 1)$$

$$= 4$$

بالرجوع إلى جدول كاي تربيع وأمام درجة حرية = 4 نجد الوضع التالي :

لما كانت قيمة كاي² = 5.78، فاحتمال الحصول على هذه القيمة بطريقة المصادفة عالية جداً، لأن مستوى الثقة المطلوب في مثل هذه الدراسات هو احتمال الحصول على مستوى الثقة يساوي أو أكبر من 95% هي : 9.488 ■ من القيمة التي حصلنا عليها وهي 5.488.

فهي لذلك تشكل فرقا غير جوهري وغير دال إحصائية أي بعيد عن أن يكون الفرق بين التكرارات المشاهدة و التكرارات المتوقعة فرق جوهري وذو مغزى إحصائيا . الأمر الذي يجعلنا نجزم بأن نتائج التحصيل على أساس الطرق الثلاثة هي واحدة . هذا بالطبع إذا كان لدينا ثقة تامة في عشوائية العينات التجريبية أي أنها متساوية في المتغيرات الأخرى غير الطريقة، كالذكاء والمستوى العلمي، والطبقة الاجتماعية وغير ذلك .

3 استخدام كاي² عندما تكون التكرارات صغيرة:

عندما نتعامل مع عينات صغيرة يقل عدد التكرارات في أي خانة من الخانات عن 10 أفراد أو حالات فإننا نلجأ إلى استخدام تصحيح يطلق عليه تصحيح ياتس نزهخ² وهو تصحيح بسيط، ومؤداه .

- طرح 0.5 من كل تكرار تجريبي أكبر من التكرار المتوقع .
- إضافة 0.5 إلى كل تكرار تجريبي أقل من التكرار المتوقع .

وينتج عن هذا التصحيح تقليص حجم الفرق بين التكرارين التجريبي والمتوقع، ونتيجة لذلك تصغر قيمة كاي².

وتعليل هذا التصحيح الذي اقترحه نزهخ² أن قيمة كاي² التي نحصل عليها تعتمد على التكرارات وهي أعداد صحيحة، ولما كانت كذلك فهي تختلف وتقفز بدرجات منفصلة . بينما جدول كاي² الذي يمثل توزيع هذه الدرجات، يكون ذا قيم متصلة . وبطبيعة

الحال، ومنطقيًا، عندما تكون التكرارات كبيرة الحجم فإن هذا التصحيح لا يؤثر، لكن عندما تكون التكرارات صغيرة فإن زيادة أو طرح 0.5 يصبح ذا قيمة وأهمية كبيرة. خاصة عندما تكون قيمة كاي² مربع المحسوبة قريبة من نسبة احتمال أن تكون دالة أو غير دالة.

يكون هذا التصحيح عندما يكون عدد الخلايا قليل أما إذا كان عدد الخلايا كبير فإنه لا حاجة إلى استخدام هذا التصحيح الذي يصبح معها عملية شاقة ومعقدة. ويستطيع الباحث في هذه الحالة أن يدمج بعض الخلايا بعضها البعض للتخلص من التكرارات المتوقعة الصغيرة.

وعندما يقل عدد التكرارات المتوقعة عن 2 في أي خلية من خلايا الجدول فإننا لا نستطيع استخدام مقياس كاي² حتى بعد التصحيح.

ملاحظة :

المقصود التكرار الصغير الذي يقل عن 10 أو يقل عن 2 هو التكرار المتوقع، وليس التكرار التجريبي. ويكون طرح 0.5 على التكرار التجريبي وليس على التكرار المتوقع.

ملاحظات على تطبيق كاي²

إن مقياس كاي² ليس مقياسًا لدرجة أو نوع العلاقة بين الظواهر المختلفة، وكل ما نستطيع فهمه من هذا المقياس هو

ما إذا كان تصنيف مجموعة من الوحدات تبعا لكل من الظاهرتين المراد دراستها مستقل عن الآخر لكن لا نستطيع فهم أي شيء، عن شكل العلاقة بينهما. ولتحديد هذه العلاقة ونوعها واتجاهها نستخدم مقاييس أخرى منها (مقياس الارتباط).

وهو ما سنتعرض له مباشرة بعد هذه الملاحظات.

- لا يمكن إجراء اختبار كاي² ما لم تكن التكرارات في شكل مطلق، أما إذا كانت في شكل نسبي لا يمكن الحكم على مدى الاختلاف بين البيانات الواقعية والبيانات النظرية.
- الأساس في تطبيق اختبار كاي² أن يكون حجم العينة كبيرا نسبيا، ويكون حجم العينة من فما فوق.
- من محاسن كاي² كأداة للبحث أن قيم كاي² المحسوبة لعدد من العينات خاصة بنفس الظاهرة ومأخوذة من نفس المجتمع يمكن إضافتها أي جمعها، ومنه يكون الحكم أفضل مما لو أخذنا كل عينة على حدة.
- من محاسنها كذلك أنها لا تتأثر بنوع معين من التوزيع، ولا تشترط أي نوع من التوزيع مثلما هو موجود في بعض المقاييس، لذلك يمكن استخدامه في كل الحالات.

معامل الارتباط

يقصد بالارتباط بين ظاهرتين أو بين متغيرين وجود علاقة بينهما، بمعنى أنه إذا تغير أحدهما في اتجاه معين (بالزيادة أو بالنقصان) فإن المتغير الآخر يميل إلى التغيير في اتجاه معين أيضا والتغيير إما أن يكون:

- في نفس الاتجاه (بالزيادة أو بالنقص) فيسمى الارتباط طرديا.
- عكس الاتجاه، إذا اتجه أحدهما نحو الزيادة اتجه الآخر نحو النقصان، وفي هذه الحالة يسمى الارتباط عكسيا.

ووجود الارتباط لا يعني أن أي تغيير في أحد المتغيرين يصحبه بالضرورة تغيير في المتغير الآخر، وإنما يعني أنه في أغلب الحالات، عندما يتغير أحد المتغيرين يصحبه تغيير في المتغير الآخر ومعامل الارتباط الذي يقيس العلاقة بين الظواهر المختلفة قد صيغ خبريا بحيث لا تزيد قيمه عن الواحد الصحيح. فكلما اقترب من الواحد الصحيح كلما كان ذلك دالا على قوة الارتباط. كما أنه يأخذ إشارة جبرية سالبة أو موجبة للدلالة على طبيعة العلاقة من حيث أنها طردية أو عكسية.

وفي العلوم التربوية والنفسية فقلما نجد الارتباط التام الموجب أو السالب.

وذلك بسبب تعقد الظاهرة النفسية والاجتماعية والتربوية.

وتلخيصا لمعاملات الارتباط وعلاماتها العددية

نوع الارتباط	قيمه العددية
• ارتباط مطلق وإيجابي	$= +1$
• ارتباط مطلق وسلبى	$= -1$
• لا ارتباط	$= \text{صفر}$
• ارتباط موجب وجزئى	$= \text{أقل من } +1 \text{ وأكبر من الصفر}$
• ارتباط سالب وجزئى	$= \text{أكبر من } -1 \text{ وأقل من صفر}$

وكما أشرنا إليه فإن الارتباط الجزئى بنوعيه هو الارتباط المألوف في البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية.

طرق حساب معامل الارتباط:

1- حساب معامل الارتباط من الانحراف المعياري .يحسب

معامل الارتباط من الانحراف المعياري بالتعويض في القانون:

$$r = \frac{\text{مجس } X \text{ ص}}{\sqrt{\text{مجس } X^2 \text{ مجص }^2}}$$

حيث إن :

$r =$ معامل الارتباط

$s =$ انحراف الدرجات في الاختبار s عن المتوسط.

$v =$ انحراف الدرجات في الاختبار v عن المتوسط.

$\text{مجس }^2 =$ مجموع مربع الانحرافات عن المتوسط في الاختبار s .

$\text{مجص }^2 =$ مجموع مربع الانحرافات عن المتوسط في الاختبار v .

ويلاحظ أن استخدام هذا القانون يمكن أن يكون عمليا عندما تكون العينة صغيرة (أقل من 25) أما إذا كانت العينة أكبر يكون غير عملي لذلك يلجأ الباحث إلى التصنيف في فئات، وحساب المتوسط الفرضي المبني على منتصف الفئة.

الخطوات:

1 - ضع سلسلة الدرجات في كل من s ، v بحيث يقابل كل زوج منها بعضه بعضا .

2 - احسب متوسط الدرجات لكل من s ، v .

- 3- احسب انحرافات كل قيمة عن متوسطها الحسابي.
- 4- ربع كل من انحرافات الدرجات عن متوسطها.
- 5- أوجد حاصل ضرب الانحرافات س في الانحرافات ص.
- 6- عوض في القانون المسجل أعلاه. لإيجاد معامل الارتباط.

عملياً:

فيما يلي الدرجات التي حصل عليها مجموعة من التلاميذ في اختبار للهندسة ودرجاتهم في اختبار الحساب.

المطلوب:

حساب معامل الارتباط بطريقة فون مخزاً

(انظر الجدول في الصفحة المقابلة)

(ص- ص)	² (س- س)	(ص- ص)	(س- س)	ص- ص	س- س	اختصاص	اختبار	الأفراد
9	30.25	16.5	3	5.5	11	13	ا	
36	20.25	27	6	4.5	14	12	ب	
9	6.25	7.5	3	2.5	11	10	ج	
1	6.25	2.5 -	1 -	2.5	7	10	د	
1	0.25	0.5	1	0.5	9	8	هـ	
9	2.25	4.5 -	3	1.5 -	11	6	و	
25	2.25	7.5	5 -	1.5 -	3	6	ز	
1	6.25	2.5	1 -	2.5 -	7	5	ي	
4	20.25	9	2 -	4.5 -	6	3	ط	
49	30.25	8.5	7 -	5.5 -	1	2	ى	
144	124.5	102	صفر	صفر	80	75	المجموع	

$$75 = \frac{7.5}{10} = \text{متوسط اختبار س}$$

$$8 = \frac{80}{10} = \text{متوسط اختبار ص}$$

بعد إتباع هذه الخطوات وتسجيل النتائج في الجدول بالشكل أعلاه. نعوض في القانون:

$$\frac{\text{مجموع } X \text{ ص}}{\text{مجموع } X^2 \text{ ص}^2}$$

وبالتعويض:

$$\frac{102}{144 \times 124.5} = \frac{102}{17928} = \frac{102}{133.9} = 0.76$$

تفسير معامل الارتباط أو دلالة معامل الارتباط:

إن اعتمادنا على معامل الارتباط لقياس درجة الارتباط بين ظاهرتين يمكن أن يضللنا، حيث قد يحدث تلازم بين ظاهرتين عن طريق الصدفة، ولا شك أن تأثير عامل الصدفة يكون أقوى كلما كان عدد الحالات قليلا، وبذلك تكون دلالة معامل الارتباط ضعيفة فيما لو درسنا حالتين فقط، وبالمفهوم العكسي، فكلما كان عدد الحالات كبيرا، أو عدد أزواج القيم المتناظرة كبيرا، فإن احتمال الحصول على معامل ارتباط قوي بين الظاهرتين عن طريق الصدفة ضعيف، ويزداد ضعف الاحتمال كلما زاد عدد أزواج قيم الظاهرتين، فإذا حصلنا على معامل ارتباط $= 0.4$ من دراسة عينة تتكون من 1000 زوج تكون دلالة هذا المعامل أكبر بكثير من معامل ارتباط 0.7 ينتج من دراسته 10 أزواج فقط.

ولقد أعد جدول يبين احتمالات الحصول على قيم مختلفة لمعامل الارتباط بطريق الصدفة حسب عدد أزواج القيم المتناظرة.

وعن طريق اختبار مستوى الدلالة وبالرجوع إلى جدول احتمال الحصول على قيمة معامل الارتباط عن طريق الصدفة يمكن معرفة دلالته، والثقة به.

للحكم على الدلالة الإحصائية لمعامل الارتباط الذي حسبناه سابقا وهو: 0.76 ، نرجع إلى جدول حدود الدلالة الإحصائية لمعامل الارتباط:

ويدل هذا الجدول على الدلالة الإحصائية للارتباط، وتكون طريقة قراءة هذا الجدول كالتالي:

• معامل الارتباط = 0.76

• عدد الأفراد = 10

• إذن درجات الحرية $10 - 2 = 8$

ويدل الجدول على أنه عندما تكون درجات الحرية = 8 فإن الحد الأدنى للدلالة الإحصائية الذي يقع عند 95% ثقة و 5% شك أو صدفة يدل على أن القيمة العددية للارتباط تساوي 0.632 أو تزيد، حتى نستطيع أن نقرر أن الارتباط أكبر من أن يساوي صفراً، ونرى أن الحد العلوي للارتباط الذي يقع عند 99% ثقة و 1% شك تدل على القيمة العددية للارتباط يجب أن ضمن 0.765% حتى نستطيع أن نقرر أن الارتباط أكبر من أن يساوي صفراً.

وبما أن القيمة العددية لمعامل الارتباط في مثالنا يساوي 0.76 نستطيع أن نقرر أنه لا يساوي صفر في مستوى ثقة 95% و 5% شك ذلك لأن:

0.76 ■ من 0.632

لكن بالنسبة لمستوى الدلالة 99% ثقة و 1% شك لا نستطيع أن نقرر ذلك لأن:

0.76 ● من 0.765

إذن فإن معامل الارتباط في مثالنا دال في مستوى ثقة 95% نستطيع أن نقرر أن درجات الهندسة مرتبطة بدرجات الحساب. وبما أن معامل الارتباط موجبا فإن: الزيادة في درجات إحدى المادتين أدى إلى ارتفاع في درجات المادة الأخرى.

معامل الارتباط الرباعي

2 ن حساب معامل الارتباط الرباعي:

يستخدم معامل الارتباط الرباعي إذا كان المتغيران المراد دراستهما ومعرفة ارتباطهما يعتمدان على التغير الاقتراني القائم بين المقاييس الثنائية، حيث تكون هناك أربعة فئات، ومن أمثلة ذلك عندما نطبق اختبارين وليكن أحدهما في العلوم والثاني في الرياضيات على مجموعة من الطلاب، وفي مثل هذه الحالة نقسم مجموع التلاميذ إلى أربع فئات كالتالي:

- 1- تلاميذ ممتازون في العلوم وفي الرياضيات فئة (أ).
- 2- تلاميذ ممتازون في العلوم وضعاف في الرياضيات فئة (ب).
- 3- تلاميذ ممتازون في الرياضيات وضعاف في العلوم فئة (أ).
- 4- تلاميذ ضعاف في الرياضيات وفي العلوم فئة (أ).

ويعرف هذا الجدول بالجدول الرباعي، أو باسم الجدول التكراري المزدوج.

ويحسب معامل الارتباط الرباعي عن طريق إيجاد جيب تمام الزاوية من الجداول الخاصة باللوغاريتمات.

مثال:

أراد أحد الباحثين معرفة العلاقة بين المستوى التعليمي والتكيف الاجتماعي، واختار لذلك مجموعة من الأفراد عددهم 243 وصنفهم في كل متغير إلى مجموعتين:

المجموعة الأولى = تعليم عالي ن تعليم متوسط

المجموعة الثانية = متكيف ن غير متكيف

ففي هذه المشكلة توجد الاحتمالات التالية:

- 1- اقتران التعليم العالي بالتكيف.
- 2- اقتران التعليم العالي بعدم التكيف.
- 3- اقتران التعليم المتوسط بالتكيف.
- 4- اقتران التعليم المتوسط بعدم التكيف.

ويمكن وضع هذه المجموعات على أساس الجدول كالتالي:

الجدول الرباعي

ب	أ
د	ج

وعلى الأساس هذا الجدول صنف بياناته وسجلها في الجدول
رقم 17)

الجدول رقم 17)
يبين حساب معامل الارتباط الرباعي

ن = 143		مستوى التعليم مستوى التكيف
متوسط	عالي	
45	101	متكيف
35	62	غير متكيف

الخطوات:

بعد تسجيل النتائج بالطريقة السابقة، نطبق القانون:

$$r = \frac{\left(\frac{180}{\frac{d}{b} + 1} \right)}{\frac{d}{b}}$$

حيث تدل الرموز (أ - ب - ج - د) على تكرار خلايا الجدول
الرباعي. وفي المثال السابق:

أ = 101.

ب = 45.

ج = 62.

د = 35.

وبالتطبيق في القانون:

معامل الارتباط:

$$\left(\frac{\frac{180}{\frac{101}{62 \times 45}}}{\sqrt{+1}} \right) \text{ جتا} = \text{ر}$$

$$\left(\frac{\frac{180}{\frac{3535}{2790}}}{\sqrt{1.}} \right) \text{ جتا} =$$

$$\left(\frac{180}{1.12 + 1} \right) \text{ جتا} =$$

084.9 جتا =

ر = 0.089

ويمكن حساب الارتباط الرباعي بطريقة ربما كانت أسهل من خلال خلايا الجدول مباشرة.

وفي المثال السابق كان الجدول على النحو التالي:

	-	+	
ب	45	101	+
د	35	62	-

- نطبق القانون:

$$\frac{أ د}{ب ج}$$

وتدل رموز هذا الجدول على التنظيم التالي:

- 1- أ د أكبر من ب ج معامل الارتباط موجب
- 2- أ د أصغر من ب ج معامل الارتباط سالب
- 3- عندما تكون ب ج أكبر من أ د بحيث معامل الارتباط على

$$\frac{ب ج}{أ د} \text{ أساس}$$

- 4- بدلا من $\frac{أ د}{ب ج}$ ، وتوضع علامة (ذ) أمام معامل الارتباط.

وتطبيقاً:

$$\begin{array}{r} 35 \times 101 \\ \hline 3535 \\ 2790 \\ \hline 1.267 \end{array} = \text{ر.ب.}$$

نرجع هذه القيمة إلى جدول حساب معامل الارتباط الرباعي من تكرار خلايا الجدول الرباعي.

وتقرأ معامل الارتباط المقابل لهذه القيمة

- 0.09

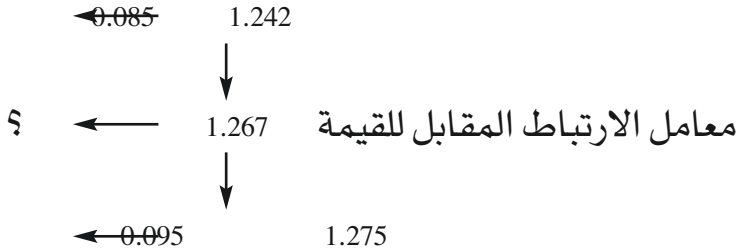
عند الرجوع إلى الجدول لقراءة معامل الارتباط المقابل للقيمة المحسوبة من تكرار خلايا الجدول نلاحظ:

- قد نجد معامل الارتباط المقابل للقيمة موجود وفي هذه الحال نقرأ مباشرة. وفي مثالنا السابق فإن معامل الارتباط المقابل للقيمة 1.267 غير موجود. وطريقة حسابها هي :

- نأخذ القيمة التي تقل عنها مباشرة وهي في الجدول = 1.242

- نأخذ القيمة التي تعلوها مباشرة ومن الجدول = 1.275

- نقرأ معامل الارتباط المقابل لكل من القيمتين



- نجمع معاملي الارتباط ونقسمه على 2 ونحصل على معامل الارتباط المقابل للقيمة المحسوبة.

$$0.09 = \frac{0.085 + 0.095}{2} = \text{ر ب}$$

ر ب = 0.09 ، وهو نفسه معامل الارتباط الذي حسبناه، عن طريق جتا، والذي يساوي 0.089 .

معامل ارتباط الرتب

حساب معامل ارتباط الرتب

يقيس معامل ارتباط الرتب التغيير الاقتراني القائم بين ترتيب الأفراد بالنسبة لصفة أو ظاهرة معينة، ولا شك أن حساب معامل ارتباط بطريقة بدر سون هو أدق الطرق الارتباطية في البحوث العلمية، لكن إذا كنا أمام عدد من الحالات يقل عن الثلاثين حالة فإن معامل ارتباط الرتب يمكن استخدامه والحصول على نتائج دقيقة يمكن الركون إليها وترجع طريقة حساب معامل الرتب إلى سبيرمان فخنمخزك! ويحسب معامل الرتب بالطريقة التالية:

$$r_s = \frac{6 \sum d^2}{n(n^2 - 1)}$$

حيث إن:

ف = الفرق بين الرتب.

ن = عدد الأفراد أو الحالات.

الخطوات :

لحساب معامل الرتب نتبع الخطوات التالية:

- نحصل على درجات التلاميذ في الاختبارين المراد إيجاد الارتباط بينهما

- نرسم جدولاً ونضع فيه أسماء الأفراد الذين طبق عليهم الاختبار، ثم نضع درجة كل فرد أمام اسمه في كل من الاختبارين

- نحول هذه الدرجات في كل من الاختبار إلى رتب بمعنى أن نضع ترتيباً لكل فرد حسب درجته بالنسبة لزملائه في نفس الاختبار أو الظاهرة. وهنا ستحل الرتب محل الدرجات الأصلية.

- ومنه سيكون لدينا رتبتان لكل فرد أو زوج من الرتب لكل فرد من أفراد العينة.

- نرسم جدول من خمسة أعمدة:

أ - نسجل في العمود الأول أسماء التلاميذ أو أفراد العينة

ب - نسجل في العمود الثاني رتبة كل منهم في الاختبار الأول

ج - نسجل في العمود الثالث رتبة كل مكنهم في الاختبار الثاني.

د - نسجل في العمود الرابع الفرق بين كل رتبتين، وسوف يكون

هذا المجموع يساوي صفراً بعد جمعه جمعاً جبرياً.

نطبق المعادلة :

$$r = \frac{6 \text{ (محفظة}^2)}{n(1 - r^2)}$$

وبالتعويض في المعادلة نحصل على:

$$\begin{aligned} r &= \frac{6(36)}{10(1 - r^2)} \\ &= \frac{216}{10(1 - r^2)} \\ &= \frac{216}{990} \\ &= 0.22 \\ &= 0.78 \end{aligned}$$

تلك بعض المبادئ الإحصائية المستخدمة في المجال التربوي، وعسى أن يكون هذا السند دافعا لك أخي المعلم والباحث في العلوم التربوية على الاستزادة والعمق خاصة فيما يتعلق ببعض الموضوعات الهامة التي لا يسمح هذا السند بالتعرض لها من مثل:

- تحليل التباين
- التحليل العاملي .
- بعض أنواع معاملات الارتباط، (معامل الارتباط المنحني، أو شبه الارتباط).

إلى غير ذلك من الموضوعات، أو التعمق في الموضوعات التي تعرض لها هذا السند، لأن هناك العديد من المجالات التي تتطلب تقنيات إحصائية متعددة لاستغلالها واستخدامها والتي بها وحدها يمكن التحقق من الفرضيات وإجراء المقارنات وغيرها مما يتطلبه البحث التربوي.

الملاحق

الجداول الإحصائية

جدول رقم 01)
 يبين مساحات المنحنى الاعتمادي المعياري

المساحة الكبرى	الارتفاع الاعتمادي	الدرجة المعيارية	المساحة الصغرى	المساحة الكبرى	الارتفاع الاعتمادي	الدرجة المعيارية	المساحة الصغرى
0.705	0.3450	0.5388	0.295	0.740	0.3244	0.6433	0.260
0.704	0.3456	0.5359	0.296	0.739	0.3250	0.6403	0.261
0.703	0.3461	0.5330	0.297	0.738	0.3256	0.6372	0.262
0.702	0.3466	0.5302	0.298	0.737	0.3263	0.6341	0.263
0.701	0.3472	0.5273	0.299	0.736	0.3269	0.6311	0.264
0.700	0.3477	0.5244	0.300	0.735	0.3275	0.6280	0.265
0.699	0.3482	0.5215	0.301	0.734	0.3282	0.6250	0.266
0.698	0.3487	0.5187	0.302	0.733	0.3288	0.6219	0.267
0.697	0.3493	0.5158	0.303	0.732	0.3294	0.6189	0.268
0.696	0.3498	0.5129	0.304	0.731	0.3300	0.6158	0.269
0.695	0.3503	0.5101	0.305	0.730	0.3306	0.6128	0.270
0.694	0.3508	0.5172	0.306	0.729	0.3312	0.6098	0.271
0.693	0.3513	0.5044	0.307	0.728	0.3319	0.6068	0.272
0.692	0.3518	0.5015	0.308	0.727	0.3325	0.6038	0.273
0.691	0.3523	0.4917	0.309	0.726	0.3331	0.6008	0.274
0.690	0.3528	0.4959	0.310	0.725	0.3337	0.5978	0.275
0.689	0.3533	0.4930	0.311	0.724	0.3343	0.5948	0.276
0.688	0.3538	0.3902	0.312	0.723	0.3349	0.5918	0.277
0.687	0.3543	0.4874	0.313	0.722	0.3355	0.5888	0.278
0.686	0.3548	0.4845	0.314	0.721	0.3360	0.5858	0.279
0.685	0.3552	0.4817	0.315	0.720	0.3366	0.5828	0.280
0.684	0.3557	0.4789	0.316	0.719	0.3372	0.5799	0.281
0.683	0.3562	0.4761	0.317	0.718	0.3378	0.5769	0.282
0.682	0.3567	0.4733	0.318	0.717	0.3384	0.5740	0.283
0.681	0.3571	0.4705	0.319	0.716	0.3389	0.5710	0.284
0.680	0.3576	0.4677	0.320	0.715	0.3395	0.5681	0.285
0.679	0.3581	0.4649	0.321	0.714	0.3401	0.5651	0.286
0.678	0.3585	0.4621	0.322	0.713	0.3406	0.5622	0.287
0.677	0.3590	0.4593	0.323	0.712	0.3412	0.5592	0.288
0.676	0.3595	0.4565	0.324	0.711	0.3417	0.5563	0.289
0.675	0.3599	0.4538	0.325	0.710	0.3423	0.5534	0.290
0.674	0.3604	0.4510	0.326	0.709	0.3428	0.5505	0.291
0.673	0.3608	0.4482	0.327	0.708	0.3434	0.5476	0.292
0.672	0.3613	0.4454	0.328	0.707	0.3440	0.5446	0.293
0.671	0.3617	0.4427	0.329	0.706	0.3445	0.5417	0.294

تابع جدول رقم (01)
يبين مساحات المنحنى الاعتمادي المعياري

المساحة الكبرى	الارتفاع الاعتمادي	الدرجة المعيارية	المساحة الصغرى	المساحة الكبرى	الارتفاع الاعتمادي	الدرجة المعيارية	المساحة الصغرى
0.635	0.3759	0.3451	0.365	0.670	0.3621	0.4399	0.330
0.634	0.3762	0.3425	0.366	0.659	0.3626	0.4382	0.331
0.633	0.3716	0.3398	0.367	0.658	0.3630	0.4344	0.332
0.632	0.3769	0.3372	0.368	0.657	0.3635	0.4316	0.333
0.631	0.3772	0.3345	0.369	0.656	0.3639	0.4289	0.334
0.230	0.3776	0.3319	0.370	0.695	0.3643	0.4261	0.335
0.629	0.3779	0.3212	0.371	0.694	0.3647	0.4224	0.336
0.628	0.3782	0.3266	0.372	0.693	0.3652	0.4207	0.337
0.627	0.3786	0.3239	0.373	0.692	0.3656	0.4179	0.338
0.626	0.3789	0.3213	0.374	0.691	0.3660	0.4152	0.339
0.625	0.3792	0.3186	0.375	0.690	0.3664	0.4125	0.340
0.624	0.3795	0.3160	0.376	0.659	0.3668	0.4097	0.341
0.623	0.3798	0.3134	0.377	0.658	0.3672	0.4070	0.342
0.622	0.3801	0.3107	0.378	0.657	0.3676	0.4043	0.343
0.621	0.3804	0.3081	0.379	0.656	0.3680	0.4012	0.344
0.620	0.3808	0.3055	0.380	0.655	0.3684	0.3989	0.345
0.619	0.8811	0.3021	0.381	0.654	0.3688	0.3961	0.346
0.618	0.3814	0.3002	0.382	0.653	0.3692	0.34934	0.347
0.617	0.3817	0.2976	0.383	0.652	0.3696	0.3907	0.348
0.616	0.3820	0.2950	0.384	0.651	0.3700	0.3880	0.349
0.615	0.3823	0.2924	0.385	0.650	0.3704	0.4853	0.350
0.614	0.3825	0.2891	0.386	0.649	0.3708	0.4826	0.351
0.613	0.3828	0.2871	0.387	0.648	0.3712	0.3799	0.352
0.612	0.3831	0.2845	0.388	0.647	0.3715	0.3772	0.353
0.611	0.3834	0.2819	0.389	0.646	0.3719	0.3745	0.354
0.610	0.3837	0.2783	0.390	0.645	0.3723	0.3719	0.355
0.609	0.3840	0.2776	0.391	0.644	0.3727	0.3692	0.356
0.608	0.3842	0.2741	0.392	0.643	0.3730	0.3665	0.357
0.607	0.3845	0.2715	0.393	0.642	0.3734	0.3637	0.358
0.606	0.3848	0.2689	0.394	0.641	0.3738	0.3611	0.359
0.605	0.3850	0.2663	0.395	0.640	0.3741	0.3585	0.360
0.604	0.3853	0.2637	0.396	0.639	0.3745	0.3558	0.361
0.603	0.3856	0.2611	0.397	0.638	0.3748	0.3531	0.362
0.602	0.3885	0.2585	0.398	0.637	0.3752	0.3505	0.363
0.601	0.3861	0.2559	0.399	0.636	0.3755	0.3478	0.364

جدول رقم (01)
 يبين مساحات المنحنى الاعتمالي المعياري

المساحة الكبرى	الارتفاع الاعتمالي	الدرجة المعيارية	المساحة الصغرى	المساحة الكبرى	الارتفاع الاعتمالي	الدرجة المعيارية	المساحة الصغرى
0.915	0.1556	1.3722	0.085	0.950	0.1031	1.6449	0.050
0.914	0.1570	1.3657	0.086	0.949	0.1048	1.6352	0.051
0.913	0.1583	1.3595	0.087	0.948	0.1064	1.6258	0.052
0.912	0.1597	1.3532	0.088	0.947	0.1080	1.6164	0.053
0.911	0.1610	1.3469	0.089	0.946	0.1096	1.6072	0.054
0.910	0.1624	1.3408	0.090	0.945	0.1112	1.5982	0.055
0.909	0.1637	1.3346	0.091	0.944	0.1128	1.5893	0.056
0.908	0.1651	1.3285	0.092	0.943	0.1144	1.5805	0.057
0.907	0.1664	1.3225	0.093	0.942	0.1160	1.5718	0.058
0.906	0.1677	1.3165	0.094	0.941	0.1176	1.5632	0.059
0.905	0.1690	1.3106	0.095	0.940	0.1191	1.5548	0.060
0.904	0.1793	1.3047	0.096	0.939	0.1207	1.5464	0.061
0.903	0.1716	1.2988	0.097	0.938	0.1222	1.5382	0.062
0.902	0.1729	1.2930	0.098	0.937	0.1237	1.5301	0.063
0.901	0.1742	1.2873	0.099	0.936	0.1253	1.5220	0.064
0.900	0.1755	1.2816	0.100	0.935	0.1268	1.5141	0.065
0.899	0.1768	1.2759	0.101	0.934	0.1283	1.5063	0.066
0.898	0.1781	1.2702	0.102	0.933	0.1298	1.4985	0.067
0.897	0.1793	1.2646	0.103	0.932	0.1313	1.4909	0.068
0.896	0.1806	1.2591	0.104	0.931	0.1328	1.4833	0.069
0.895	0.1818	1.2536	0.105	0.930	0.1343	1.4758	0.070
0.894	0.1831	1.2481	0.106	0.929	0.1357	1.4784	0.071
0.893	0.1843	1.2426	0.107	0.928	0.1372	1.4611	0.072
0.892	0.1856	1.2372	0.108	0.927	0.1387	1.4538	0.073
0.891	0.1868	1.2319	0.109	0.926	0.1401	1.4466	0.774
0.890	0.1880	1.2265	0.110	0.925	0.1416	1.4395	0.075
0.889	0.1893	1.2212	0.111	0.924	0.1430	1.4325	0.076
0.888	0.1905	1.2160	0.112	0.923	0.1444	1.4255	0.077
0.887	0.1917	1.2107	0.113	0.922	0.1458	1.4187	0.078
0.886	0.1929	1.2055	0.114	0.921	0.1473	1.4118	0.079
0.885	0.1941	1.2004	0.115	0.920	0.1487	1.4051	0.080
0.884	0.1903	1.1952	0.116	0.919	0.1501	1.3984	0.081
0.883	0.1965	1.1901	0.117	0.918	0.1515	1.3917	0.082
0.882	0.1977	1.1850	0.118	0.917	0.1529	1.3852	0.083
0.881	0.1989	1.1800	0.119	0.916	0.1542	1.3787	0.084

تابع جدول رقم (01)
يبين مساحات المنحنى الاعتمالي المعياري

المساحة الكبرى	الارتفاع الاعتمالي	الدرجة المعيارية	المساحة الصغرى	المساحة الكبرى	الارتفاع الاعتمالي	الدرجة المعيارية	المساحة الصغرى
0.845	0.2383	1.0152	0.155	0.880	0.2000	1.1750	0.120
0.844	0.2393	1.0110	0.156	0.879	0.2012	1.1700	0.121
0.843	0.2403	1.0069	0.157	0.878	0.2024	1.1650	0.122
0.842	0.2413	1.0027	0.158	0.877	0.2030	1.1601	0.123
0.841	0.2423	0.9986	0.159	0.876	0.2047	1.1552	0.124
0.840	0.2433	0.9945	0.160	0.875	0.2059	1.1503	0.125
0.849	0.2443	0.9904	0.161	0.874	0.2070	1.1455	0.126
0.838	0.2453	0.9863	0.162	0.873	0.2081	1.1407	0.127
0.837	0.2463	0.9822	0.163	0.872	0.2093	1.1359	0.128
0.836	0.2473	0.9782	0.164	0.871	0.2104	1.1311	0.129
0.835	0.2482	0.9741	0.165	0.870	0.2115	1.1264	0.130
0.834	0.2492	0.9701	0.166	0.869	0.2127	1.1217	0.131
0.833	0.2502	0.9661	0.167	0.868	0.2138	1.1170	0.132
0.832	0.2511	0.9621	0.168	0.867	0.2149	1.1123	0.133
0.831	0.2521	0.9581	0.169	0.866	0.2160	1.1077	0.134
0.830	0.2531	0.9542	0.170	0.865	0.2171	1.1031	0.135
0.829	0.2540	0.9502	0.171	0.864	0.2182	1.0985	0.136
0.828	0.2550	0.9463	0.172	0.863	0.2193	1.0939	0.137
0.827	0.2559	0.9424	0.173	0.862	0.2204	1.0893	0.138
0.826	0.2558	0.9385	0.174	0.861	0.2215	1.0848	0.139
0.825	0.2578	0.9346	0.175	0.860	0.2226	1.0803	0.140
0.824	0.2587	0.9307	0.176	0.859	0.2237	1.0758	0.141
0.823	0.2596	0.9269	0.177	0.858	0.2247	1.0714	0.142
0.822	0.2606	0.9230	0.178	0.857	0.2258	1.0669	0.143
0.821	0.2615	0.9192	0.179	0.856	0.2269	1.0625	0.144
0.820	0.2624	0.9154	0.180	0.855	0.2279	1.0581	0.145
0.819	0.2633	0.9116	0.181	0.854	0.2290	1.0537	0.146
0.818	0.2642	0.9078	0.182	0.853	0.2300	1.0494	0.147
0.817	0.2651	0.9040	0.183	0.852	0.2311	1.0450	0.148
0.816	0.2660	0.9002	0.184	0.851	0.2321	1.0407	0.149
0.815	0.2669	0.8965	0.185	0.850	0.2332	1.0364	0.150
0.814	0.2678	0.8927	0.186	0.849	0.2342	1.0322	0.151
0.813	0.2687	0.8890	0.187	0.848	0.2352	1.0279	0.152
0.812	0.2696	0.8853	0.188	0.847	0.2362	1.0237	0.153
0.811	0.2705	0.8816	0.189	0.846	0.2373	1.0194	0.154

جدول رقم 01)
يبين مساحات المنحنى الاعتمالي المعياري

المساحة الكبرى	الارتفاع الاعتمالي	الدرجة المعيارية	المساحة الصغرى	المساحة الكبرى	الارتفاع الاعتمالي	الدرجة المعيارية	المساحة الصغرى
0.775	0.2919	0.7554	0.225	0.810	0.2714	0.8779	0.190
0.774	0.3007	0.7521	0.226	0.809	0.2722	0.8742	0.191
0.773	0.3014	0.7488	0.227	0.808	0.2731	0.8705	0.192
0.772	0.3022	0.7454	0.228	0.807	0.2740	0.8669	0.193
0.771	0.3029	0.7421	0.229	0.806	0.2748	0.8633	0.194
0.770	0.3036	0.7388	0.230	0.805	0.2757	0.8596	0.195
0.769	0.3044	0.7356	0.231	0.804	0.2766	0.8560	0.196
0.768	0.3051	0.7323	0.232	0.803	0.2774	0.8524	0.197
0.767	0.3058	0.7290	0.233	0.802	0.2783	0.8488	0.198
0.766	0.3066	0.7257	0.234	0.801	0.2791	0.8452	0.199
0.765	0.3073	0.7225	0.235	0.700	0.2800	0.8416	0.200
0.764	0.3080	0.7192	0.236	0.799	0.2808	0.8381	0.201
0.763	0.3087	0.7160	0.237	0.798	0.2816	0.8345	0.202
0.762	0.3095	0.7128	0.238	0.797	0.2825	0.8310	0.203
0.761	0.3102	0.7095	0.239	0.796	0.2833	0.8274	0.204
0.760	0.3109	0.7063	0.240	0.795	0.2841	0.8239	0.205
0.759	0.3116	0.7031	0.241	0.794	0.2849	0.8204	0.206
0.758	0.3123	0.6999	0.242	0.793	0.2858	0.8169	0.207
0.757	0.3130	0.6967	0.243	0.792	0.2866	0.8134	0.208
0.756	0.3137	0.6935	0.244	0.791	0.2874	0.8099	0.209
0.755	0.3144	0.6903	0.245	0.790	0.2882	0.8064	0.210
0.754	0.3151	0.6871	0.246	0.789	0.2890	0.8030	0.211
0.753	0.3157	0.6840	0.247	0.788	0.2898	0.7995	0.212
0.752	0.3164	0.6808	0.248	0.787	0.2906	0.7961	0.213
0.751	0.3171	0.6776	0.249	0.786	0.2914	0.7926	0.214
0.750	0.3178	0.6745	0.250	0.785	0.2922	0.7892	0.215
0.749	0.3184	0.6713	0.251	0.784	0.2930	0.7858	0.216
0.748	0.3191	0.6682	0.252	0.783	0.2938	0.7824	0.217
0.747	0.3198	0.6651	0.253	0.782	0.2945	0.7790	0.218
0.746	0.3204	0.6620	0.254	0.781	0.2953	0.7756	0.219
0.745	0.3211	0.6588	0.255	0.780	0.2961	0.7722	0.220
0.744	0.3218	0.6557	0.256	0.779	0.2969	0.7688	0.221
0.743	0.3224	0.6526	0.257	0.778	0.2676	0.7655	0.222
0.742	0.3231	0.6495	0.258	0.777	0.2984	0.7621	0.223
0.741	0.3237	0.6464	0.259	0.776	0.2992	0.7588	0.224

تابع جدول رقم (01)
يبين مساحات المنحنى الاعتمادي المعياري

المساحة الكبرى	الارتفاع المعياري	الدرجة المعيارية	المساحة الصغرى	المساحة الكبرى	الارتفاع الاعتمادي	الدرجة المعيارية	المساحة الصغرى
0.985	0.0379	2.1701	0.015	0.9930	0.0195	2.4573	0.0070
0.984	0.0400	2.1444	0.016	0.9929	0.0197	2.4522	0.0071
0.983	0.0422	2.1201	0.017	0.9928	0.0200	2.4471	0.0072
0.982	0.0443	2.0969	0.018	0.9927	0.0202	2.4422	0.0073
0.981	0.0464	2.0749	0.019	0.9926	0.0205	2.4372	0.0074
0.980	0.0484	2.0527	0.020	0.9925	0.0207	2.4324	0.0075
0.979	0.0505	2.0335	0.021	0.9924	0.0210	2.4276	0.0076
0.978	0.0525	2.0141	0.022	0.9923	0.0212	2.4228	0.0077
0.977	0.0545	1.9954	0.023	0.9922	0.0214	2.4181	0.0078
0.976	0.0565	1.9774	0.024	0.9921	0.0217	2.4135	0.0079
0.975	0.0584	1.9600	0.025	0.9920	0.0219	2.4089	0.0080
0.974	0.0604	1.9431	0.026	0.9919	0.0222	2.4044	0.0081
0.973	0.0623	1.9268	0.027	0.9918	0.0224	2.3999	0.0082
0.972	0.0643	1.9160	0.028	0.9917	0.0226	2.3954	0.0083
0.971	0.0662	1.8957	0.029	0.9916	0.229	2.3911	0.0084
0.970	0.0680	1.8808	0.030	0.9915	0.0231	2.3867	0.0085
0.969	0.0699	1.8663	0.031	0.9914	0.0234	2.3824	0.0086
0.968	0.0718	1.8522	0.032	0.9913	0.0236	2.3781	0.0087
0.967	0.0736	1.8384	0.033	0.9912	0.0238	2.3739	0.0088
0.966	0.0755	1.8250	0.034	0.9911	0.0241	2.3698	0.0089
0.965	0.0773	1.8119	0.035	0.9910	0.0243	2.3656	0.0090
0.964	0.0791	1.7991	0.036	0.9909	0.0245	2.3615	0.0091
0.963	0.0809	1.7866	0.037	0.9908	0.0248	2.3575	0.0092
0.962	0.0826	1.7744	0.038	0.9907	0.0250	2.3535	0.0093
0.961	0.0844	1.7624	0.039	0.9906	0.0252	2.3495	0.0094
0.960	0.0862	1.7507	0.040	0.9905	0.0255	2.3455	0.0095
0.959	0.0879	1.7392	0.041	0.9904	0.0257	2.3416	0.0096
0.958	0.0897	1.7279	0.042	0.9903	0.0260	2.3378	0.0097
0.957	0.0914	1.7169	0.043	0.9902	0.0262	2.3339	0.0098
0.956	0.0931	1.7060	0.044	0.9901	0.0264	2.3301	0.0099
0.955	0.0948	1.6954	0.045	0.990	0.0267	2.3263	0.010
0.954	0.0965	1.6849	0.046	0.989	0.0290	0.2904	0.011
0.953	0.0982	1.6747	0.047	0.988	0.0312	2.2571	0.012
0.952	0.0998	1.6646	0.048	0.987	0.0335	2.2262	0.013
0.951	0.1015	1.6546	0.049	0.986	0.0357	2.1973	0.014

جدول رقم 01)
يبين مساحات المنحنى الاعتمالي المعياري

المساحة الكبرى	الارتفاع الاعتمالي	الدرجة المعيارية	المساحة الصغرى	المساحة الكبرى	الارتفاع الاعتمالي	الدرجة المعيارية	المساحة الصغرى
0.065	0.3936	0.1637	0.435	0.600	0.3863	0.2533	0.400
0.564	0.3938	0.1611	0.436	0.599	0.3866	0.2508	0.401
0.563	0.3940	0.1586	0.437	0.598	0.3868	0.2482	0.402
0.562	0.3941	0.1560	0.438	0.597	0.3871	0.2456	0.403
0.561	0.3943	0.1535	0.439	0.596	0.3873	0.2430	0.404
0.560	0.3944	0.1510	0.440	0.595	0.3876	0.2404	0.405
0.559	0.3946	0.1484	0.441	0.594	0.3878	0.2478	0.406
0.558	0.3947	0.1459	0.442	0.593	0.3881	0.2353	0.407
0.557	0.3949	0.1434	0.443	0.592	0.3883	0.2327	0.408
0.556	0.3950	0.1408	0.444	0.591	0.3885	0.2301	0.409
0.555	0.3951	0.1373	0.445	0.590	0.3887	0.2275	0.410
0.554	0.3953	0.1357	0.446	0.589	0.3890	0.2250	0.411
0.553	0.3954	0.1332	0.447	0.588	0.3892	0.2224	0.412
0.552	0.3955	0.1307	0.448	0.587	0.3894	0.2198	0.413
0.551	0.3957	0.1282	0.449	0.586	0.3896	0.2173	0.414
0.550	0.3958	0.1257	0.450	0.585	0.3899	0.2147	0.415
0.549	0.3959	0.1231	0.451	0.584	0.3901	0.2121	0.416
0.548	0.3961	0.1206	0.452	0.583	0.3903	0.2096	0.417
0.547	0.3962	0.1171	0.453	0.582	0.3905	0.2070	0.418
0.546	0.3963	0.1156	0.454	0.581	0.3907	0.2045	0.419
0.545	0.3964	0.1130	0.455	0.580	0.3909	0.2019	0.420
0.544	0.3965	0.1105	0.456	0.579	0.3911	0.1993	0.421
0.543	0.3966	0.1080	0.457	0.578	0.3913	0.1968	0.422
0.542	0.3967	0.1055	0.458	0.577	0.3915	0.1942	0.423
0.541	0.3968	0.1030	0.459	0.576	0.3917	0.1917	0.424
0.540	0.3979	0.1004	0.459	0.575	0.3119	0.1891	0.425
0.539	0.3970	0.0979	0.460	0.574	0.3921	0.1866	0.426
0.538	0.3971	0.0954	0.461	0.573	0.3122	0.1840	0.427
0.537	0.3972	0.0929	0.462	0.572	0.3124	0.1815	0.428
0.536	0.3973	0.0904	0.463	0.571	0.3926	0.1789	0.429
0.535	0.3974	0.0878	0.464	0.570	0.3928	0.1764	0.430
0.534	0.3975	0.0853	0.465	0.569	0.3930	0.1738	0.431
0.533	0.3976	0.0808	0.467	0.568	0.3931	0.1713	0.432
0.532	0.3977	0.0803	0.468	0.567	0.3933	0.1687	0.433
0.531	0.3978	0.778	0.469	0.566	0.3935	1662	0.434

تابع جدول رقم 01)
يبين مساحات المنحنى الاعتمادي المعياري

المساحة الكبرى	الارتفاع الاعتمادي	الدرجة المعيارية	المساحة الصغرى	المساحة الكبرى	الارتفاع الاعتمادي	الدرجة المعيارية	المساحة الصغرى
0.065	0.3936	0.1637	0.435	0.600	0.3863	0.2533	0.400
0.564	0.3938	0.1611	0.436	0.599	0.3866	0.2508	0.401
0.563	0.3940	0.1586	0.437	0.598	0.3868	0.2482	0.402
0.562	0.3941	0.1560	0.438	0.597	0.3871	0.2456	0.403
0.561	0.3943	0.1535	0.439	0.596	0.3873	0.2430	0.404
0.560	0.3944	0.1510	0.440	0.595	0.3876	0.2404	0.405
0.559	0.3946	0.1484	0.441	0.594	0.3878	0.2478	0.406
0.558	0.3947	0.1459	0.442	0.593	0.3881	0.2353	0.407
0.557	0.3949	0.1434	0.443	0.592	0.3883	0.2327	0.408
0.556	0.3950	0.1408	0.444	0.591	0.3885	0.2301	0.409
0.555	0.3951	0.1373	0.445	0.590	0.3887	0.2275	0.410
0.554	0.3953	0.1357	0.446	0.589	0.3890	0.2250	0.411
0.553	0.3954	0.1332	0.447	0.588	0.3892	0.2224	0.412
0.552	0.3955	0.1307	0.448	0.587	0.3894	0.2198	0.413
0.551	0.3957	0.1282	0.449	0.586	0.3896	0.2173	0.414
0.550	0.3958	0.1257	0.450	0.585	0.3899	0.2147	0.415
0.549	0.3959	0.1231	0.451	0.584	0.3901	0.2121	0.416
0.548	0.3961	0.1206	0.452	0.583	0.3903	0.2096	0.417
0.547	0.3962	0.1171	0.453	0.582	0.3905	0.2070	0.418
0.546	0.3963	0.1156	0.454	0.581	0.3907	0.2045	0.419
0.545	0.3964	0.1130	0.455	0.580	0.3909	0.2019	0.420
0.544	0.3965	0.1105	0.456	0.579	0.3911	0.1993	0.421
0.543	0.3966	0.1080	0.457	0.578	0.3913	0.1968	0.422
0.542	0.3967	0.1055	0.458	0.577	0.3915	0.1942	0.423
0.541	0.3968	0.1030	0.459	0.576	0.3917	0.1917	0.424
0.540	0.3979	0.1004	0.459	0.575	0.3119	0.1891	0.425
0.539	0.3970	0.0979	0.460	0.574	0.3921	0.1866	0.426
0.538	0.3971	0.0954	0.461	0.573	0.3122	0.1840	0.427
0.537	0.3972	0.0929	0.462	0.572	0.3124	0.1815	0.428
0.536	0.3973	0.0904	0.463	0.571	0.3926	0.1789	0.429
0.535	0.3974	0.0878	0.464	0.570	0.3928	0.1764	0.430
0.534	0.3975	0.0853	0.465	0.569	0.3930	0.1738	0.431
0.533	0.3976	0.0808	0.467	0.568	0.3931	0.1713	0.432
0.532	0.3977	0.0803	0.468	0.567	0.3933	0.1687	0.433
0.531	0.3978	0.778	0.469	0.566	0.3935	1662	0.434

جدول رقم 01)
يبين مساحات المنحنى الاعتمالي المعياري

المساحة الكبرى	الارتفاع الاعتمالي	الدرجة المعيارية	المساحة الصغرى	المساحة الكبرى	الارتفاع الاعتمالي	الدرجة المعيارية	المساحة الصغرى
0.515	0.3987	0.0376	0.485	0.530	0.3987	0.0753	0.470
0.514	0.3987	0.0351	0.486	0.529	0.3979	0.0728	0.471
0.513	0.3987	0.0326	0.487	0.528	0.3980	0.0702	0.572
0.512	0.3988	0.0301	0.488	0.527	0.3980	0.0677	0.473
0.511	0.3988	0.0276	0.489	0.526	0.3981	0.0652	0.474
0.510	0.3988	0.0251	0.490	0.525	0.3982	0.0627	0.475
0.509	0.3988	0.0226	0.491	0.524	0.3982	0.0602	0.476
0.508	0.3989	0.0201	0.492	0.523	0.3983	0.0577	0.477
0.507	0.3989	0.0175	0.493	0.522	0.3983	0.0552	0.478
0.506	0.3989	0.0150	0.494	0.521	0.3984	0.0527	0.479
0.505	0.3989	0.0125	0.495	0.520	0.3984	0.0502	0.480
0.504	0.3989	0.0100	0.496	0.519	0.3985	0.0476	0.481
0.503	0.3989	0.0070	0.497	0.518	0.3985	0.0451	0.482
0.502	0.3989	0.0050	0.498	0.517	0.3986	0.0426	0.483
0.501	0.3989	0.0025	0.499	0.516	0.3986	0.0401	0.484
0.500	0.3989	0.0000	0.500				

تابع جدول رقم 01)
يبين مساحات المنحنى الاعتمادي المعياري

احتمال الحصول على قيمة z المبينة بالجدول بطريق الصدفة							درجات
0.001	0.01	0.02	0.05	0.10	0.20	0.30	الحرية
10.827	6.635	5.412	3.841	2.706	1.642	1.074	1
13.815	9.210	7.824	5.991	4.605	3.219	2.408	2
16.268	11.345	9.837	7.815	6.251	4.642	3.665	3
18.465	13.277	11.668	9.488	7.779	5.989	4.878	4
20.517	15.086	13.388	11.070	9.236	7.289	6.064	5
22.457	16.812	15.033	12.592	10.645	8.558	7.231	6
24.322	18.475	16.622	14.067	12.012	9.803	8.383	7
26.125	20.090	18.168	15.507	13.362	11.030	9.524	8
27.877	21.666	19.679	16.919	14.684	12.242	10.656	9
29.588	23.209	21.161	18.307	15.987	13.442	11.781	10
31.264	24.725	22.618	19.675	17.275	14.631	12.899	11
32.909	26.217	24.054	21.026	18.549	15.812	14.011	12
34.528	27.688	25.472	22.362	19.812	16.985	15.119	13
36.123	29.141	26.873	23.685	21.064	18.151	16.222	14
37.697	30.578	28.259	24.996	22.307	19.311	17.322	15
39.252	32.000	29.633	26.296	23.542	20.465	18.418	16
40.290	33.409	30.995	27.587	24.769	21.615	19.511	17
42.312	34.805	32.346	28.869	25.989	22.760	20.601	18
43.820	36.191	33.687	30.144	27.204	23.900	21.689	19
45.315	37.566	35.020	31.410	28.412	25.038	22.775	20
46.797	38.932	36.343	32.671	29.615	26.171	23.858	21
48.268	40.289	37.659	33.924	30.813	27.301	24.939	22
49.728	41.638	38.968	35.172	32.007	28.429	26.018	23
51.179	42.980	40.270	36.415	33.196	29.553	27.096	24
52.620	44.314	41.566	37.652	34.382	30.675	28.172	25
54.052	45.642	43.856	38.885	35.563	31.795	29.246	26
55.476	46.963	44.140	40.113	36.741	32.912	30.319	27
56.893	48.278	45.419	41.337	37.916	34.027	31.391	28
58.302	49.588	46.693	42.557	39.087	35.139	32.461	29
59.703	50.892	47.962	43.773	40.256	36.250	33.530	30

جدول رقم (01)
يبين مساحات المنحنى الاعتمادي المعياري

درجات الحرية ق 2 -	%99 ثقة %1 شك	%90 ثقة %5 شك	درجات الحرية ق 2 -	%99 ثقة %1 شك	%90 ثقة %5 شك
24	0.496	0.388	1	1.000	0.997
25	0.487	0.381	2	0.990	0.950
26	0.478	0.374	3	0.951	0.878
27	0.470	0.367	4	0.917	0.811
28	0.463	0.361	5	0.874	0.754
29	0.456	0.355	6	0.834	0.707
30	0.449	0.349	7	0.798	0.666
35	0.418	0.325	8	0.765	0.632
40	0.393	0.304	9	0.735	0.602
50	0.372	0.288	10	0.708	0.576
60	0.354	0.273	11	0.684	0.553
70	0.325	0.250	12	0.661	0.532
80	0.302	0.233	13	0.641	0.514
90	0.283	0.217	14	0.623	0.497
100	0.267	0.205	15	0.606	0.482
120	0.254	0.195	16	0.590	0.468
150	0.228	0.174	17	0.575	0.456
200	0.208	0.159	18	0.561	0.444
300	0.181	0.138	19	0.549	0.433
400	0.148	0.113	20	0.537	0.423
500	0.128	0.098	21	0.526	0.413
1000	0.115	0.088	22	0.515	0.404
46	0.081	0.062	23	0.505	0.396

جدول رقم (05)

يبيّن حساب معاملات الارتباط الرباعي ب من تكرار خلايا الجدول

أد	ب ج	أد	ب ج	أد	ب ج	أد	ب ج
0.755	11,512	0.505	4,067	0.255	1,940	0.005	1,013
0.756	12,177	0.515	4,205	0.265	1,993	0.015	1,039
0.775	12,906	0.525	4,301	0.275	2,048	0.025	1,066
0.785	13,702	0.535	4,503	0.285	2,105	0.035	1,093
0.795	14,592	0.545	4,662	0.295	2,164	0.045	1,122
0.805	15,573	0.555	4,830	0.305	2,225	0.055	1,150
0.815	16,670	0.565	5,007	0.315	2,288	0.065	1,180
0.825	17,900	0.575	5,192	0.325	2,353	0.075	1,211
0.835	19,288	0.585	5,388	0.335	2,421	0.085	1,242
0.845	20,866	0.595	5,595	0.345	2,490	0.095	1,275
0.855	22,675	0.605	5,813	0.355	2,563	0.105	1,308
0.865	24,768	0.615	6,043	0.365	2,638	0.115	1,342
0.875	27,212	0.625	6,288	0.375	2,716	0.125	1,377
0.885	30,106	0.635	6,547	0.385	2,797	0.135	1,413
0.895	33,578	0.645	6,822	0.395	2,881	0.145	1,450
0.905	37,818	0.655	7,115	0.405	2,957	0.155	1,488
0.915	43,100	0.665	7,428	0.415	3,095	0.165	1,528
0.925	49,851	0.675	7,761	0.425	3,153	0.175	1,568
0.935	58,765	0.685	8,117	0.435	3,251	0.185	1,610
0.945	71,046	0.695	8,499	0.445	3,353	0.195	1,653
0.955	88,984	0.705	8,910	0.455	3,460	0.205	1,697
0.965	117,52	0.715	9,351	0.465	3,571	0.215	1,743
0.975	169,60	0.725	9,828	0.475	3,690	0.225	1,790
0.985	293,28	0.735	10,344	0.485	3,808	0.235	1,838
0.995	934,06	0.745	10,903	0.495	3,935	0.245	1,888

0	1
ب	ا
د	ج

1- تدل رموز هذا الجدول على التنظيم التالي

2- أ د أكبر من ب ج معامل ارتباط موجب

3- ب ج أكبر من أ د معامل ارتباط سالب

4- عندما تكون ب ج أكبر من أ د احسب $\frac{ب ج}{أ د}$ بدلا من حساب $\frac{أ د}{ب ج}$

وضع علامة - أمام معامل الارتباط

جدول رقم (04)

حساب معامل الارتباط الرتب مباشرة من القيمة العددية
 $\frac{6}{n(n-2)}$

6	ق	6	ق	6	ق
$\frac{6}{(ق-2)}$		$\frac{6}{(ق-2)}$		$\frac{6}{(ق-2)}$	
0.0000659	45	0.0003846	25	0.0416667	5
0.0000617	46	0.0003419	26	0.0285714	6
0.0000578	47	0.0003053	27	0.0178571	7
0.0000543	48	0.0002737	28	0.0119048	8
0.0000510	49	0.0002463	29	0.0083333	9
0.0000480	50	0.0002225	30	0.0060606	10
0.0000452	51	0.0002016	31	0.0045455	11
0.0000427	52	0.0001833	32	0.0034965	12
0.0000403	53	0.0001671	33	0.0027473	13
0.0000381	54	0.0001528	34	0.0021978	14
0.0000361	55	0.0001401	35	0.0017857	15
0.0000342	56	0.0001287	36	0.0014706	16
0.0000324	57	0.0001185	37	0.0012255	17
0.0000308	58	0.0001094	38	0.0010320	18
0.0000292	59	0.0001012	39	0.0008772	19
0.0000278	60	0.0000938	40	0.0007519	20
0.0000264	61	0.0000871	41	0.0006494	21
0.0000252	62	0.0000810	42	0.0005647	22
0.0000240	63	0.0000755	43	0.0004941	23
0.0000229	64	0.0000705	44	0.0004348	24

$$\text{معادلة ارتباط الرتب } r = 1 - \frac{6 \times \text{مجم } ق^2}{(ق-2)}$$

أي أن:

$$r = 1 - \text{مجم } ق^2 \left(\frac{6}{(ق-2)} \right)$$

حيث يدل الرمز ق على عدد الأفراد
والرمز مج ق² على مجموع مربعات فروق الرتب.

الفهرس

الصفحة

الموضوع

05	1 - مقدمة .
07	2 - طبيعة الإحصاء .
09	3 - أنواع البحوث الإحصائية .
11	4 - أخطاء شائعة في البحث الإحصائي .
13	5 - الدرجات التكرارية والجداول التكرارية .
17	6 - التمثيل البياني للتوزيع التكراري .
25	7 - منحني التوزيع الاعتمالي .
29	8 - مقاييس النزعة المركزية .
51	9 - مقاييس التشتت .
65	10 - نظرية العينات .
71	11 - ثبات النسب .
73	12 - المقارنة بين المجموعات .
79	13 - اختبار معنوية الفرق بين المتوسطات .
93	41 - اختبار معنوية الفرق بين الانحرافات المعيارية .
101	15 - اختبار الفرق بين النسب .
105	16 - اختبار كاي ² .
123	17 - معامل الارتباط .
133	18 - معامل الارتباط الرباعي .
141	19 - معامل ارتباط الرتب .
147	20 - الملاحق الجدوال الإحصائية
165	20 - المراجع .

المراجع

- رمزية الغريب: التقويم والقياس النفسي والتربوي.
مكتبة الانجلو المصرية، القاهرة 1973.
- السيد محمد خيرى: الإحصاء في البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية.
ط4: القاهرة 1970.
- العلي، م.ا: مدخل في نظرية الارتباط.
منشورات جامعة حلب 1980.
- عيسوي محمد، عبد الرحمان:
القياس والتجريب في علم النفس والتربية.
دار النهضة العربية، بيروت 1974.
- هيكل عبد العزيز: مبادئ الأساليب الإحصائية.
دار النهضة العربية، بيروت 1974.
- انيس كانجو: الإحصاء وطرق تطبيقه في مبادئ البحث العلمي، الجزء الثاني.
مؤسسة الرسالة ط 1، بيروت 1980.
- فؤاد البهي السيد: الجداول الإحصائية لعلم النفس والعلوم الإنسانية الأخرى.
دار الفكر العربي، ط 1، 1958.
- هلتون سميت، ترجمة دكتور بسيوني عميرة. الدليل إلى الإحصاء في التربية وعلم النفس.
دار المعارف 1985.



© INFPE 2005

