الجمهورية الجزائرية الديمقراطية الشعبية

وزارة التعليم العالي و البحث العلمي

جامعة 8 ماي 1945 قالمة
UNIVERSITE 8 MAI 1945 - GUELMA

جامعة 8ماي1945- قالمة.

كلية العلوم الإنسانية و الاجتماعية.

قسم علم النفس.

مطبوعة بيداغوجية بعنوان :

إحصاء وتحليل المعطيات

محاضرات موجهة لطلبة :

المستوى : ماستر1 علم النفس العيادي.

التخصص : علم النفس.

إعداد الأستاذ : د. محمد مكناسي.

السنة الجامعية:2023-2024

بسم الله الرحمن الرحيم

** توصيف المقرر الدراسي**

وحدة التعليم : وحدات التعليم المنهجية　　　　**المقياس:** احصاء و تحليل المعطيات

الميدان/الشعبة : علوم اجتماعية: ماستر علم النفس عيادي.

السداسي : الاول　　　　**الرصيد:** 3　　　　**المعامل :** 2

الحجم الساعي الأسبوعي الكلي : 3سا - **محاضرات :** 1سا و30 - **اعمال موجهة :** 1سا و30 د

لغة التدريس : اللغة العربية

برنامج المحاضرات النظرية :

1- مراجعة لمبادئ الإحصاء.
2- اختيار الأساليب الإحصائية حسب الإشكالية والفرضيات.
3- الأساليب الإحصائية لدراسة العلاقة الارتباطية: -بيرسون- سبيرمان- الثنائي- فاي- التوافق(c) -كرامر- تحليل الانحدار.
4- الأساليب الإحصائية لدراسة الفروق: -مقياس t لدراسة الفرق بين عينتين مرتبطتين أو مستقلتين.
5- تحليل التباين أحادي التصنيف أو ثنائي التصنيف.
6- مقياس D لدراسة الفرق بين نسبتين تابعتين لمجموعتين مرتبطتين أو مستقلتين.
7- مقياس كا2 لدراسة الفرق بين التكرارات.

الأهداف و التوقعات: يهدف تدريس المادة الى إعداد الطلاب ليكونوا قادرين على فهم واستخدام الإحصاء وتحليل البيانات في مجالاتهم الدراسية والمهنية، مما يمكنهم من اتخاذ قرارات مبنية على بيانات وتحليل علمي دقيق. أهداف تدريس الإحصاء وتحليل المعطيات تشمل العديد من الجوانب الهامة التي تساهم في تطوير فهم الطلاب وقدراتهم في هذا المجال. فيما يلي قائمة بالأهداف والتوقعات الرئيسية:

- التعرف على المصطلحات والمفاهيم الأساسية مثل التوزيع التكراري، المقاييس الوصفية (المتوسط، الوسيط، المنوال)، والانحراف المعياري.
- تطوير مهارات تحليل البيانات من خلال تعلم كيفية جمع البيانات، تنظيمها، وتحليلها باستخدام الأساليب الإحصائية المختلفة.
- تقديم أمثلة عملية وتطبيقات من الحياة الواقعية لتوضيح كيف يمكن استخدام الإحصاء لحل المشكلات في مجالات مختلفة مثل الأعمال، الصحة، العلوم الاجتماعية، والهندسة.
- فهم وتطبيق الاختبارات الإحصائية المختلفة مثل اختبارt ، تحليل التباين(ANOVA) ، واختبار مربع كاي لتقييم الفرضيات.
- تعلم كيفية تفسير النتائج الإحصائية بشكل صحيح وتوضيح دلالاتها العلمية والعملية.
- تعزيز القدرة على التفكير النقدي وتحليل البيانات بشكل دقيق، بما في ذلك تقييم صحة النتائج الإحصائية وتحديد الأخطاء المحتملة.
- تطوير مهارات إعداد التقارير الإحصائية والعروض التقديمية بشكل مهني ومنظم، بما في ذلك استخدام الجداول والرسوم البيانية لعرض النتائج بوضوح.
- فهم التوزيعات الاحتمالية المختلفة مثل التوزيع الطبيعي، وكيفية استخدامها في تحليل البيانات.
- إكساب الطالب المهارات الأساسية في استخدام الإحصاء الاستدلالي في مجال البحوث النفسية والاجتماعية .

فهرس المحتويات

قائمة الاشكال

قائمة الجداول

مقدمة

مقدمة:

يعتبر التخطيط لإجراء البحوث العلمية أول أسس النجاح، إذ تسير عملية البحث في خطوات ومراحل متتالية تبدأ من اختيار فكرة البحث والشعور بالمشكلة، وصولاً إلى تحديد مجتمع وعينة الدراسة وتحديد أساليب جمع البيانات. تشمل هذه المراحل البدء بجمع البيانات، ثم معالجتها وتحليل النتائج وتفسيرها واتخاذ القرارات. عندما يتمكن الباحث من فهم والالتزام بكل هذه الخطوات، فإنه سيسير في بحثه دون عوائق وسيصل إلى نتائج وقرارات قريبة من الصواب. يتطلب ذلك من الباحث التعرف على نوعية الأساليب الإحصائية المناسبة لطبيعة البيانات التي تم جمعها، لتحليلها في ضوء أهداف البحث وتساؤلاته. والتحليل الكمي للبيانات هو عملية ترتيب وتنظيم البيانات بهدف إبرازها في شكل معلومات تُستخدم للإجابة على الأسئلة المطروحة. يمكن أن يكون الغرض من هذا التحليل شرح العلاقة السببية، أو العلاقة الارتباطية، أو الوصول إلى استنتاج بشأن ظاهرة معينة وربطها بالواقع. يتضح أن المعالجة الإحصائية للبيانات تشكل الحلقة الأساسية في تحليل البيانات، حتى يمكن تحويل البيانات الخام إلى معلومات ذات معنى تسمح بالإجابة على تساؤلات البحث.

فالإحصاء يحتل أهميه خاصة فى الأبحاث العلمية الحديثة ، إذ لا تخلو أى دراسة أو بحث من دراسة تحليلية إحصائية تتعرض لأصل الظاهرة المدروسة فتصور واقعها فى قالب رقمى ، وتنتهي إلى ابرز اتجاهاتها وعلاقاتها بالظواهر الأخرى(القصاص, 2014, ص 20). كما ان المعرفة بالإحصاء قد تفيد الإنسان على المستوى الشخصي فتكسبه مهارة التخطيط لحياته الاقتصادية الخاصة . ومما يعكس أهميه علم الإحصاء بجلاء استخدامه فى توجيه عمليه جمع البيانات وفى تفسير العلاقات التى تعكسها تلك البيانات . والإحصاء يمدنا بمجموعة من الأساليب والأدوات الفنية التي يستخدمها الباحث في كل خطوة من خطوات البحث ابتداء من المرحلة التمهيدية للبحث وما يتضمنه من عملية اختيار لعينة الدراسة وأسلوب جمع البيانات من الميدان ماراً بمرحلة تصنيف ، وتلخيص ، وعرض وتحليل تلك البيانات حتى مرحلة استخلاص نتائج الدراسة. و الباحث فى العلوم النفسية والتربوية يحتاج فى كثير من الأحيان إلى استخدام الأرقام لكي يلخص ويعرض بها مجموعه من المشاهدات التى تتعلق بظاهرة يهتم بدراستها ، ومن اجل ذلك سيحتاج إلى أداة من الأدوات الإحصائية لكي يستخدمها فى تلخيص أفكاره والتعبير عنها بصورة محدده ، ويستخدم الباحث في العلوم النفسية والتربوية الأدوات والأساليب الإحصائية أكثر من غيرهم فى القياس النفسي . حيث يعد علم النفس التجريبي وعلم النفس الإكلينيكي وعلم نفس الفروق الفردية من المجالات التى تعتمد اعتمادا جوهريا على المنهج الإحصائي فى تناولها لموضوعات الدراسة .فكل من يقرأ مرجعا فى القياس النفسي يجد أن علماء النفس يذهبون إلي أن كل شيء فى مجال علمهم قابل للقياس تقريباً فنجد لديهم مقاييس للذكاء وللشخصية وللعواطف والميول وللاضطرابات النفسية والأمراض العقلية ، وكل مقياس من هذه المقاييس يخضع فى واقع الأمر لأساليب إحصائية صارمة تحدد مدى ثباته وصدقه فى قياس ما صمم لقياسه (العتيبي وآخرون, 2012, ص 21).

يتضح جليا أن الإحصاء لا غنى عنه لأى باحث فى شتى المجالات المختلفة إذا اعتمد فى بحثه على الأسلوب العلمى. أي أن الإحصاء هو عصا الباحث التى تقوده إلى الطريق الصحيح، وهى الأداة التى تساعده على تفسير الظواهر التى يدرسها وتوضيح النتائج التى يحصل عليها ودلالات البيانات والأرقام التى يحصل عليها.

في هذه المطبوعة سوف يتم التطرق الى :

- مراجعة لمبادئ الإحصاء(مقاييس النزعة المركزية و مقاييس التشتت).
- الأساليب الإحصائية (البارامترية و اللابارامترية) المستخدمة في اختبار الفرضيات الارتباطية و التنبؤية.
- الأساليب الإحصائية (البارامترية و اللابارامترية) المستخدمة في اختبار الفرضيات الفارقية.

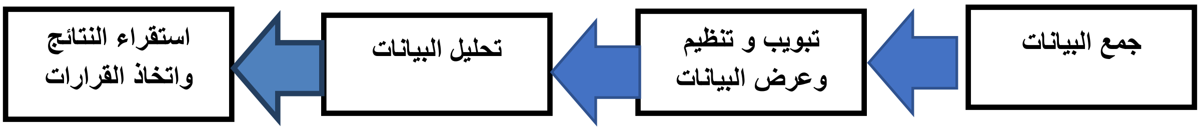
الفصل الاول:
مراجعة لمبادئ الإحصاء

المحتويات

1-معنى الاحصاء

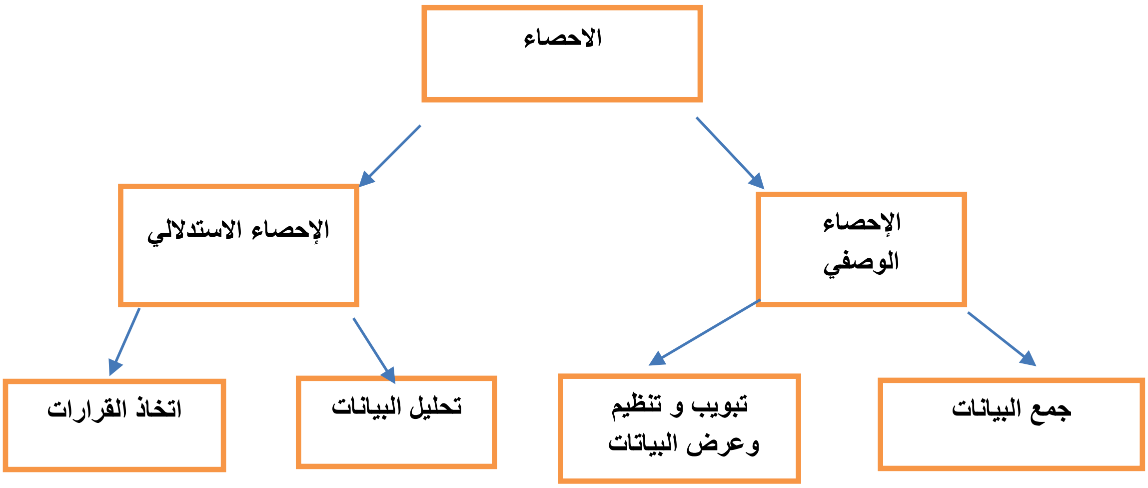
عندما نتكلم عن علم الإحصاء لا نعنى البيانات الإحصائية وإنما نقصد الطريقة الإحصائية وعلى هذا الأساس فقد تم تعريفه بانه الطريقة التي تمكننا من جمع الحقائق عن الظواهر المختلفة فى صورة قياسية رقمية ووضعها فى جداول تلخيصية وعرضها بيانيا بطريقة تسهل تحليلها بهدف معرفة اتجاهات هذه الظواهر وعلاقات بعضها ببعض (الشافعي, 1948, ص 3). كما يعرف بأنه العلم الذي يبحث في البيانات بجمعها وتنظيمها وتحليلها واستقراء النتائج منها، ثم اتخاذ القرارات بناء على ذلك، فهو العلم الذي يبحث في الاساليب المختلفة بغرض جمع وتبويب وعرض و وصف و تحليل وتفسير البيانات المقاسة رقميا من اجل الوصول الى القوانين التي تحكمها و اتخاذ القرارات المناسبة(بوحفص, 2013, ص 11).

وعليه يمكن القول أن استخدام الإحصاء يمر حتما بأربعة خطوات أساسية هي:



الشكل (1) يمثل خطوات الطريقة الاحصائية.

من خلال ما تضمنته التعاريف المختلفة للإحصاء يمكن تقسيمه من حيث الوظيفة الى الإحصاء الوصفي والإحصاء الاستدلالي:



الشكل (2) يمثل أقسام الاحصاء.

اولا-الإحصاء الوصفي: هو فرع الإحصاء الأساسي المتعلق بمجموعة الطرق والأساليب الإحصائية التي ستستخدم في جمع و تبويب وعرض وتلخيص البيانات ووصف توزيعها وذلك باستخدام الجداول والرسوم البيانية والمقاييس العددية او الوصفية . وظيفته توفير الأساليب والتقنيات المناسبة من اجل وصف وتلخيص قيم المتغيرات البحثية ، مثل وصف توزيع طلاب الجامعة وفقا لعدد من المتغيرات : العدد ،العمر ،الحالة الاجتماعية، القدرة العقلية ،التحصيل... فهو يتضمن العمليات التالية :

1-**جمع البيانات من خلال عملية القياس**(الاختبارات – الاستبيان – الملاحظة – المقابلة - الأجهزة...) الذي يحتاج الى الاهتمام بخصائصها السيكومترية، وإجراءات المعاينة السليمة لضمان تمثيلية العينة للمجتمع.

2-**تلخيص البيانات** بطريقة تجعل من السهل فهمها من خلال تنظيمها وعرضها في جداول ورسومات بيانية وتحديد نوع التوزيعات (التوزيع الطبيعي –التوزيعات الحر...).

3-**تحديد القيمة التي تتمركز حولها البيانات**، ويطلق عليها مقاييس النزعة المركزية.(المتوسط-الوسيط-المنوال).

4-**تحديد القيمة التي تبين كيف تنتشر الدرجات** او كيف تختلف وتتشتت، ويطلق عليها مقاييس التشتت (المدى-التباين-الانحراف المعياري..)(**الخفاجي & العتابي, 2015, ص 27**).

ثانيا –الإحصاء الاستدلالي: هو فرع الإحصاء المتعلق بطرق اتخاذ القرارات حول المجتمع تحت الدراسة انطلاقا من دراسة العينة .فهو يتضمن عمليات التحليل واتخاذ القرارات ويبدأ حين ينتهي الإحصاء الوصفي ويهدف إلى الاستدلال عن مجتمع الدراسة بناء على سلوك العينة(**الضوى, 2006, ص 8**). فالإحصاء الاستدلالي يهتم بتحديد ما إذا كانت النتائج التي نحصل عليها من العينات هي نفس النتائج التي يمكن الحصول عليها من المجتمع بأكمله ، فنقوم بتقدير خصائص المجتمع مما نعلمه عن خصائص العينة، فالتحليل الاستدلالي يعمل على الاستدلال عن معالم المجتمع من الإحصاءات التي نحصل عليها من العينة. ويتم التوصل إلى اتخاذ القرارات السليمة من خلال استعمال نوعين من الأساليب الإحصائية:

<u>**الأساليب الإحصائية البارامترية** Tests paramétriques :</u> يتم اللجوء إلى هذا النوع من الأساليب حين تكون معالم المجتمع معروفة ، وتتحدد من خلال التوزيع الطبيعي (الاعتدالي) ، أي عندما تكون البيانات التي نريد تحليلها تتوزع اعتدالا. وأن يكون حجم عينة الدراسة اكبر أو يساوي 30 مفردة ويكون اختيارها عشوائيا وأن تكون البيانات كمية ومستوى القياس فتري (فئوي) أو نسبي. فإننا في هذه الحالة نختار الإحصاء البارامتري. ومن أمثلتها: اختبار **Pearson** ، اختبار **t** ، اختبار **Anova** .

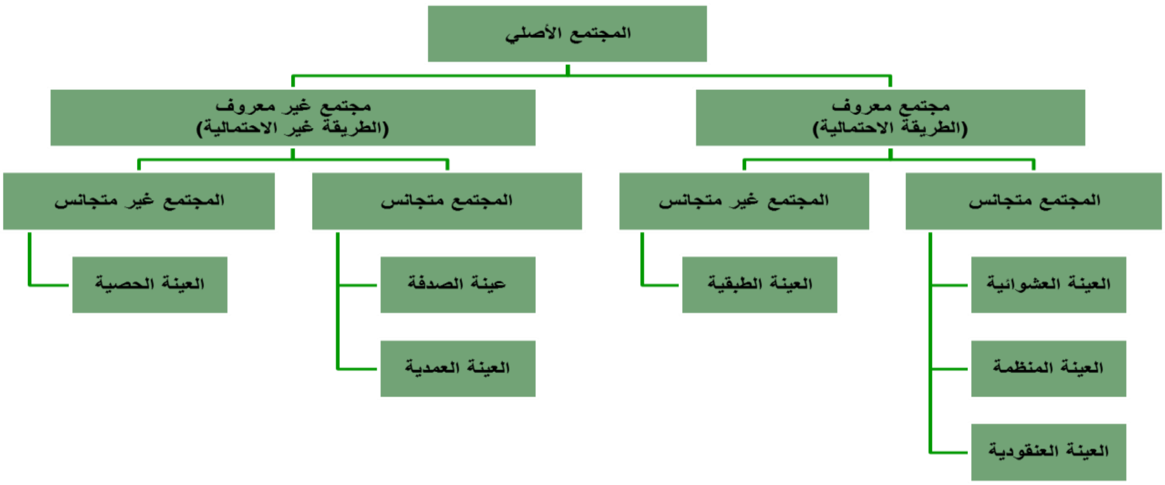
<u>**الأساليب الإحصائية اللابارامترية** Tests non– paramétriques :</u> يتم اللجوء إلى هذا النوع حين يتعذر علينا استخدام أساليب الإحصاء البارامتري ، أي عندما تكون معالم المجتمع غير محددة ، حيث يكون توزيع البيانات حرا ، حيث يأخذ أشكالا مختلفة عن التوزيع الاعتدالي . فعندما نتعامل مع البيانات التي تخضع للتوزيع الحر ، او يكون حجم العينة اقل من 30 مفردة او الكبيرة أحيانا ، وتكون البيانات نوعية من مستوى القياس الاسمي أو الرتبي وأحيانا بيانات من مستوى القياس الفتري و النسبي . فإننا في هذه الحالة نتعامل مع أساليب الإحصاء اللابارامتري. و من أمثلتها : اختبار**spearman** ، اختبار **mann whitney** ، اختبار **kruskal-wallis**.

2-مفاهيم أساسية في الإحصاء

1-المجتمع الاحصائي: يقصد بالمجتمع الاحصائي جميع العناصر المكونة له التي لها خاصية او عدة خصائص مشتركة تميزها عن غيرها من العناصر الأخرى والتي يجرى عليها البحث والتقصي. قد يكون مجموعة منتهية أو غير منتهية من العناصر المحددة مسبقا والتي يمكن ملاحظتها. (انجرس, 2004, ص 298). فهو المجموعة الكاملة التي نريد دراستها واستخلاص استنتاجات عنها. فقد يكون جميع السكان البالغين في بلدك ، أو عملاء شركة معينة ،أو مرضى يعانون من حالة صحية معينة ، أو طلاب في مدرسة واحدة. وينقسم المجتمع الاحصائي إلى نوعين **المجتمع المحدود** وهو المجتمع الذي يستطيع الباحث الوصول إلى جميع مفرداته ويكون عددهم محدد ومعروف. **والمجتمع الغير المحدود** وهو المجتمع الذي يكون حجمه غير مضبوط ويصعب على الباحث الوصول إلى كل مفرداته. والمجتمعات الإحصائية تكون دائمة التغير من وقت لآخر وهذا ما يجعل الدراسة الإحصائية لأي مجتمع مرتبطة بالفترة الزمنية التي جمعت فيه المعلومات الخاصة بهذه الدراسة(هيكل, 1966, ص 27). ولما يكون من الصعب ملاحظة بيانات جميع أفراد المجتمع لما يكلف ذلك من جهد ووقت ومال، أو استحالة ذلك مثل فحص جميع دم المريض، يمكن اختيار جزء من المجتمع يسمى بالعينة.

2-العينة: وهي مجموعة جزئية من المجتمع مسحوبة بطريقة علمية ، ويتم اختيارها بطريقة تمنحها القدرة على تمثيل صفات وخصائص المجتمع التي سحبت منه، ويتم اللجوء إليها عندما يصعب جمع البيانات من كل مفردات المجتمع لما يكلف من مال وجهد و وقت. وهناك خصائص عامة للعينة من بينها التجانس و التماثل والتمثيل(جلال, 2008, ص 41).

وتنقسم العينات إلى : عينات عشوائية وعينات غير عشوائية. من العينات العشوائية نجد: البسيطة ، المنتظمة ، الطبقية، العنقودية. ومن العينات غير العشوائية نجد: الصدفة ، القصدية...... ويتم تحديد حجم العينة الأدنى باستخدام العديد من الأساليب الإحصائية التي تأخذ بعين الاعتبار مستوى الدلالة الإحصائية ونسبة الخطأ المسموح به ونسبة الاختلاف في المجتمع.

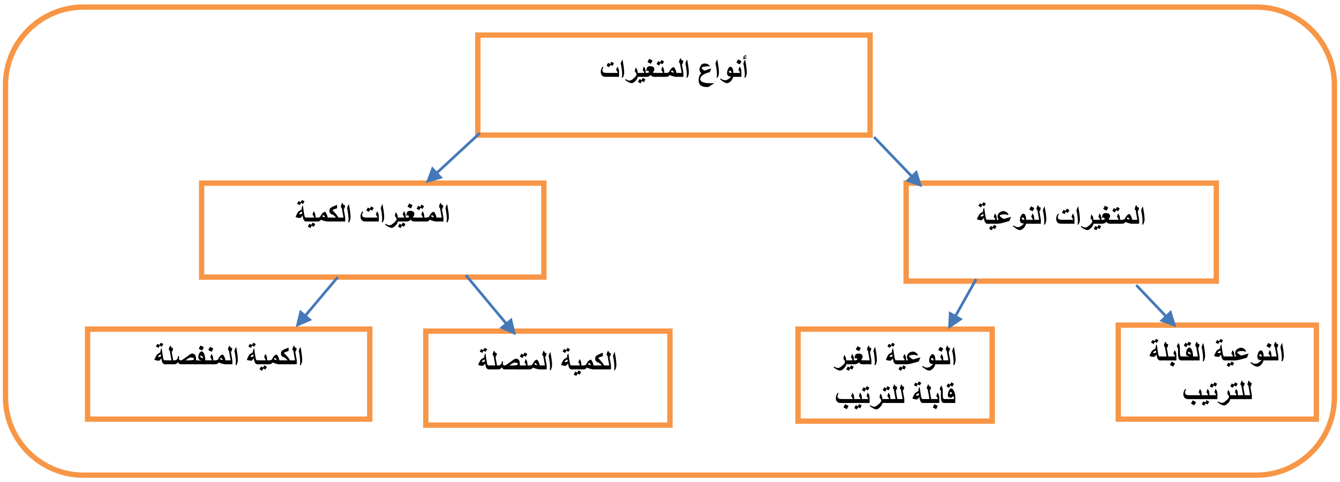


الشكل (3) يمثل أنواع المجتمع الاحصائي و أنواع العينات.

3–المتغير: وهو كل خاصية لها قيم رقمية أو غير رقمية تتغير قيمته من عنصر إلى آخر من عناصر العينة آو المجتمع. فهو مفهوم يعبر عن الاختلافات بين عناصر فئة معينة ، مثل: الجنس ، السن ، التحصيل ، الدافعية ،الأداء......و لكي نطلق عليها اسم متغير ينبغي ان نلاحظ اختلاف عناصر الفئة ، أما إذا كانت العناصر من نفس النوع ، فان هذه الخاصية تعد مقدارا ثابتا وليس متغير ، ومثال ذلك إجراء دراسة على الذكور فقط، و هذا يعني انه تم تثبيت متغير الجنس(فهمي, 2005, ص 22). وتوجد عدة تقسيمات للمتغير فنجد:

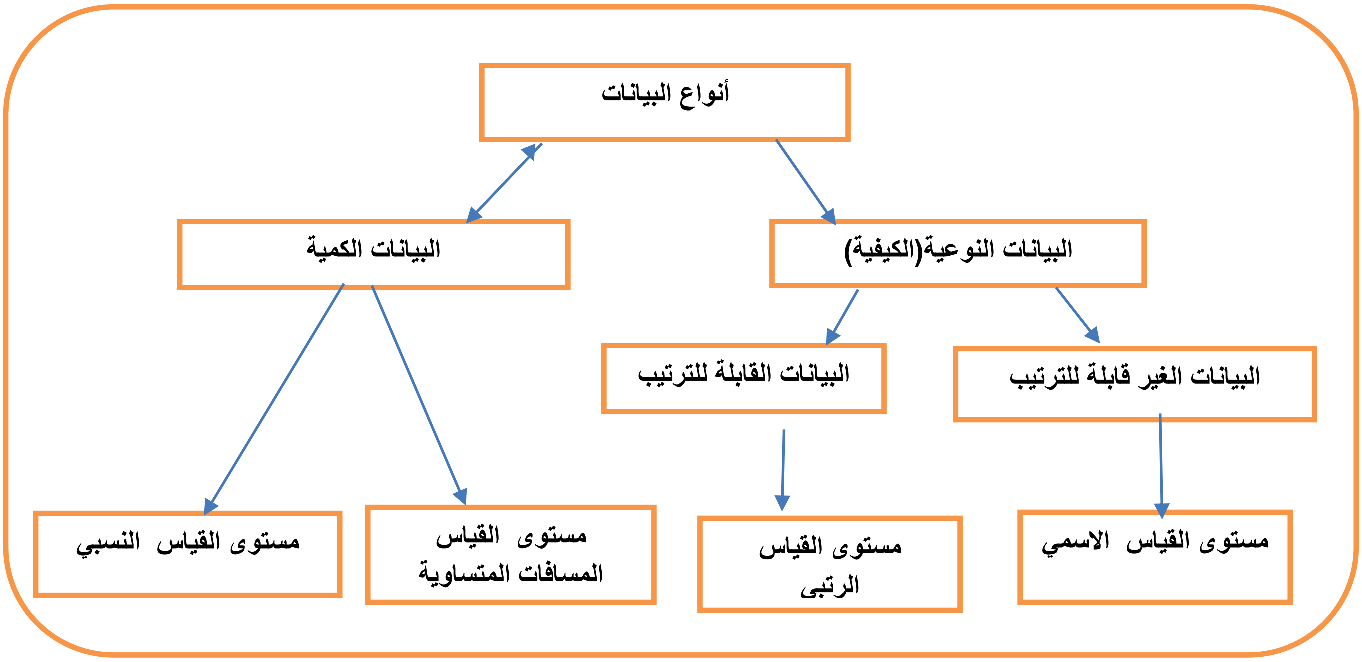
3–1–المتغير النوعي :_وهي كل الخصائص التي يشار إليها بصفات آو سمات. منها **القابل للترتيب** ومنها **الغير قابل للترتيب** (الجنس ، المستوى التعليمي...). فبعضها يكون مقسم **تقسيما طبيعيا** (الجنس) حيث الباحث لا دخل له في هذا التقسيم. وبعضها الأخر يكون مقسم **تقسيما مفتعلا** (تقديرات الامتحان) يقوم به الباحث ويكون نتيجة تحويل البيانات من مستوى إلى آخر.

3–2–المتغير الكمي: وهي كل خاصية تتغير ضمن مجال محدد لا يمكن معرفة قيمتها إلا بعد القياس وينقسم بدوره إلى **المتغير الكمي المستمر** وهو كل متغير يمكن تقسيم وحدات قياسه إلى وحدات جزئية(الطول ، الوزن ، درجات الحرارة ، متغيرات العلوم النفسية والتربوية والسلوكية). **والمتغير الكمي المنفصل** وهو كل متغير يعبر عنه بوحدات كاملة صحيحة غير قابلة للتجزئة (عدد الطلبة، عدد الأبناء، عدد السيارات..)(الخفاجي & العتابي, 2015, ص 28–29).



الشكل (4) يمثل أنواع المتغيرات.

4–البيانات: البيانات عبارة عن مجموعة من القيم او القياسات للمتغير الذي يرافق المفردات او عناصر المجتمع ، قد تكون هذه البيانات على شكل ارقام او صفات او رموز(زراك, 2015, ص 2).أو هي كمية المعطيات التي يتم جمعها في صورة كمية أو نوعية ، وهي مجموعة الملاحظات والقيم التي تم جمعها أثناء دراسة معينة وتسمى بالبيانات الخام لأنها تكون غير جاهزة ، وهي لا تفصح إلا على القليل من المعلومات المفيدة. وتكون تبعا لنوع المتغير فقد تكون بيانات كمية عند قياس متغير كمي وتكون بيانات نوعية عند قياس متغير نوعي(كيفي) . والبيانات الأكثر شيوعاً في البحوث النفسية و التربوية إما أن تكون نوعية أو كمية متصلة .



الشكل (5) يمثل أنواع البيانات.

أولاً : البيانات النوعية :هى البيانات التى لايمكن التعبير عن متغيرها بعدد (بيانات غير رقمية) ، مثل :

- رأيك فى مقرر الاحصاء (موافق ، غير موافق ، ...إلخ)
- الطبقات الاجتماعية فى مدينة ما (عليا ، متوسطة ،......إلخ)
- أنواع السيارات ببلدية ما (تويوتا ، نيسان ، ....إلخ)

ثانياً : البيانات الكمية :هى البيانات التى يمكن التعبير عن متغيرها بعدد (بيانات رقمية)، وتنقسم إلى :

- بيانات كمية متصلة (مستمرة) : وفيها يمكن أن يأخذ المتغير أي قيمة بين قيمتين،حيث يمكن تجزئة الوحدة الى أجزاء صغيرة. مثل: أطوال الطلاب فى قسم علم النفس بجامعة ما .
- بيانات كمية متقطعة(منفصلة) : وفيها يأخذ المتغير قيمة واحدة فقط ،مثل : عدد الطلاب فى جامعة ما.

5-مستويات القياس: يعتمد القياس في التحليل الاحصائي على القيم العددية التي تستخدم بطرق مختلفة منها ما يستخدم لترقيم المتغيرات (إجابات الأسئلة) التي يختار من بينها المبحوث في الاستبيان المكتوب، ومنها ما يستخدم في ترتيب مجموعة من المتغيرات فيكون المتغير رقم 1 اعلى من المتغير رقم 2 وهكذا،، كما يمكن استخدامها في تحديد الكمية وتقدير المسافات بين الفئات المختلفة من المتغيرات . لدى يجب على الباحث ان يدرك الكيفية التي تستخدم بها الأرقام في وضع المقاييس الإحصائية (العتيبي وآخرون, 2012, ص 29)،وتصف مستويات القياس العلاقة بين القيم الرقمية التي يعينها الباحثون أثناء القياس. وعلى هذا الأساس يحدد التصنيف الأكثر شيوعا ، الذي طوره **Stevens** **(1946)** ، أربعة مستويات للقياس: الاسمي والترتيبي والفتري والنسبة. حيث يحدد كل مستوى علاقة مختلفة بين القيم والاساليب الإحصائية الوصفية والاستدلالية المناسبة التي قد يستخدمها المرء(**Matthews, 2017**):

5-1-المستوى الاسمي: يشير إلى البيانات التي تستخدم لتصنيف الأشياء أو الموجودات إلى فئات مختلفة دون أي ترتيب طبيعي. مثل النوع الاجتماعي (ذكر، أنثى)، الألوان (أحمر، أزرق، أخضر)، الحالة الاجتماعية (متزوج، أعزب، مطلق). ويعتبر ابسط مستويات القياس والأرقام فيه تعكس خاصية واحدة فقط من خواص الرقم الحقيقي وهي خاصية التفرد بالذاتية حيث تستخدم الأرقام للإشارة الى الأشخاص والفئات او الأشياء فهي تدل على عناوين لها وتحل محل اسمائها الاصلية . ومن خصائص هذا المستوى:

- تستخدم الأرقام من اجل الدلالة على الأشياء ويشمل جزء من المتغيرات النوعية.
- تستخدم الأرقام من اجل التميز والتصنيف فقط، اعتمادا على افتراض أن الأفراد يختلفون في صفة ما.
- الأرقام في هذا المستوى ليس لها معنى الكم.
- الأرقام في هذا المستوى لها قدرة التعبير على وجود الاختلافات فقط.
- الأرقام في هذا المستوى غير قابلة لإجراء العمليات الحسابية.
- الأساليب الإحصائية المتاحة: الإحصاء الوصفي(المنوال،التكرار،النسب).اما الإحصاء الاستدلالي يتم التعامل في هذا المستوى بالطرق اللابارامترية التي تعتمد على التكرارات والنسب، حيث يتم اللجوء الى اختبار دي الحدين ومربع كاي وكولموغوروف - سميرنوف ،ماكنمار ، كوجران...(عيشور& حامي, 2017, ص 392)

5-2-المستوي الرتبي: يشير إلى البيانات التي يمكن ترتيبها بشكل طبيعي أو تدرجها، ولكن الفروق بين القيم ليست متساوية أو محددة. مثل ترتيب المراكز في سباق (الأول، الثاني، الثالث)، تقييم الأداء (ممتاز، جيد جدا، جيد، مقبول)._وتسمح القياسات الترتيبية للشخص بإصدار أحكام دقيقة حول القيمة المخصصة لمتغير مقارنة بقيمة أخرى مخصصة لنفس المتغير. كما تتيح القدرة على تقديم افتراضات حول مقادير الظواهر التي قد يكون من الصعب للغاية أو من المستحيل تحديدها كميا بدقة. (**Matthews, 2017**) . ومن خصائص هذا المستوى:

- تستخدم الأرقام في هذا المستوى من اجل التصنيف والتمييز والترتيب.
- الأرقام تتضمن معنى الأفضلية.
- الأرقام في هذا المستوى لها قدرة التعبير على وجود الاختلاف واتجاهه.
- الفرق الكمي بين الأرقام غير معروف.
- الأساليب الإحصائية المتاحة: عند تحليل المتغيرات الترتيبية ، يمكن للباحثين استخدام جميع الإحصائيات ذات الصلة بالمتغيرات الاسمية، وعلى عكس القياسات الاسمية ، تقبل المتغيرات الترتيبية علاقات رياضية بين قيمها. ومنه يمكن استخدام الإحصاء الوصفي من خلال (الوسيط،المنوال،التكرار،النسب).اما في الإحصاء الاستدلالي يتم استخدام الإحصاء اللابارامتري الذي يعتمد على التكرارات او النسب او الرتب حيث يتم الاعتماد على معاملات

سبيرمان ، كاندال ، اختبارات ويلكوكسن ، مان ويتني ، كوسكال وليس ، فريدمان،كما يتم وفق شروط معينة اللجوء الى استخدام اختبار الوسيط وكولموغوروف سميرنوف.(عيشور& حامي, 2017, ص 393).

5-3-المستوى الفتري(المسافات المتساوية): يشير إلى البيانات التي يتم قياسها على طول مقياس متساوي الفواصل بين القيم، ولكنها لا تحتوي على نقطة صفر حقيقية. مثل درجات الحرارة (بدرجة مئوية أو فهرنهايت)، التواريخ (السنة الميلادية).نسبة الذكاء، ودرجات الاختبارات التحصيلية، ومقاييس التقدير للاستعدادات والاتجاهات. والفرق بين المستوى الرتبي ومستوى الفترة هو أن الأخير يستخدم وحدة قياس معيارية . فبالنسبة لدرجة الحرارة ، وحدة القياس هي الدرجة المئوية . ونظرا لأن الفرق بين القيم معياري ، يمكن للمرء أن يقول أن الفرق بين 19 درجة مئوية و 29 درجة مئوية هو نفس الفرق بين 101 درجة مئوية و 111 درجة مئوية(Matthews, 2017). تسمح المسافات المتساوية بين القيم للباحثين بإجراء العمليات الحسابية الأساسية مثل الجمع والطرح وبالتالي ، فالأرقام على المستوى الفتري تكون كمية بشكل صحيح. والأرقام عند المستويات الأدنى (أي الاسمية أو الترتيبية) ليست كمية. ومن خصائص هذا المستوى:

- وجود أداة للقياس حقيقية والمسافات متساوية بين وحدات أداة القياس.
- الأرقام تتضمن معنى الكم وتستخدم للتصنيف والترتيب كذلك.
- الفرق بين الأرقام معروف.
- الأرقام في هذا المستوى لها قدرة التعبير على وجود الاختلاف واتجاهه ومقداره.
- الصفر افتراضي لا يعني غياب الخاصية.
- قابلية إجراء العمليات الحسابية +، -. ويمكن للباحثين إجراء جميع التحليلات المناسبة الممكنة في المستوى الاسمي والترتيبي. بالإضافة إلى ذلك يمكن للباحثين استخدام المتوسطات والانحرافات المعيارية لحساب الإحصاء الوصفي، اما بالنسبة للإحصاءات الاستدلالية ، اضافة الى الأساليب المستخدمة في المستويات السابقة قد يستخدم الباحثون اختبارات t واختبارات F و معامل الارتباط بيرسون.

5-4-المستوى النسبي :يشير إلى البيانات التي يتم قياسها على طول مقياس متساوي الفواصل بين القيم، وتحتوي على نقطة صفر حقيقية. يستخدم هذا النوع بكثرة وبصفة عامة في القياسات الطبيعية، حيث لايوجد منه الا القليل في المجالات النفسية والتربوية ولا تتوفر الا عندما نقيس الخصائص والسمات النفسية والتربوية لأحداث فيزيائية من نوع ما ، كأن نقيس زمن الرجع او التعلم بوحدات زمنية كالثانية ، ومن امثلة متغيرات هذا المستوى نجد الطول، الوزن ، الزمن كما تشمل الأمثلة الدخل وعدد سنوات الزواج ، عدد سنوات الخدمة ، وزمن رد الفعل........ هذا المستوى له كل خواص المستويات السابقة بالإضافة الى نقطة الصفر الحقيقية . ان مستوى

النسبة يزودنا بالمعلومات التي يمكن ان توفرها المستويات السابقة بالإضافة الى المقدار المطلق لقياس الخاصية.(عبد السلام, 1987, ص 16). ومن خصائص هذا المستوى:

- يتضمن كل خصائص المستويات السابقة.
- الصفر حقيقي ، يعني غياب الخاصية .
- قابلية إجراء كل العمليات الحسابية +، -، X، ÷.
- كل الأساليب الإحصائية الوصفية و الاستدلالية متاحة.

الجدول (1) ملخص الفروقات بين مستويات القياس

مستويات القياس	الخصائص	الأساليب الإحصائية المتاحة
الاسمي	تصنيف فقط، لا يوجد ترتيب	التكرارات، النسب المئوية ،المنوال، الإحصاء اللابارامتري.
الترتيبي	ترتيب، لا يمكن قياس الفروق بدقة	التكرارات، النسب المئوية، الوسيط . الإحصاء اللابارامتري.
الفئوي	فواصل متساوية، لا يوجد صفر حقيقي	الجمع، الطرح، جميع الأساليب الإحصائية.
النسبي	فواصل متساوية، يوجد صفر حقيقي	جميع العمليات و الأساليب الإحصائية.

ان فهم مستويات القياس يساعد الباحثين في اختيار التحليل الإحصائي المناسب وتفسير النتائج بشكل صحيح، مما يساهم في تقديم استنتاجات دقيقة وموثوقة.

6-المعلمة _:__شيء يميز المجتمع ككل، وذلك مثل متوسط الدخل الشهرى للأسر فى دولة معينة، أو متوسط طول الطلاب فى مدرسة ما، أو نسبة المدخنين فى مجتمع معين، أو نسبة المعيب فى الإنتاج لإحدى السلع، وهكذا...

7-الإحصاءة : هى شيء يميز العينة مثل متوسط الدخل الشهرى لعينة مكونة من 50 أسرة فى دولة ما، أو متوسط الطول لعينة مكونة من 60 طالب فى مدرسة ما، وهكذا ..(محمد, 2007, ص 8).

فالقيم التي نحصل عليها من المجتمع يطلق عليها معالم. والقيم التي نحصل عليها من العينة يطلق عليها إحصاءات.

3-عرض وتنظيم البيانات

الغرض الأساسي من عملية تنظيم البيانات هو محاولة الاستفادة والخروج بملامح عامة من هذه البيانات ، لان البيانات الخام لا نستطيع الاستفادة منها بشيء إلا عندما تنظم ، حيث يسعى الباحث في هذه الخطوة إلى تقديمها بشكل مبسط لتسهل عملية معالجتها وتفسيرها. فمهما يكن هدف الدراسة ، فان البيانات في الدراسات السيكولوجية تكون عادة كثيرة ، لهذا فالباحث لا يمكنه الاحتفاظ بها في حالتها الخام التي تتطلب صفحات عديدة وتصعب عمليات التحليل اللاحقة ، لهذا يلجا الباحث إلى تبويب البيانات وعرضها، بصورة يمكن الاستفادة منها في وصف الظاهرة محل الدراسة، ويمكن تنظيم البيانات و عرضها في صورتين :

في صورة جداول (الجدول التكراري البسيط – الجدول التكراري ذو فئات – الجدول التكراري المزدوج).

في صورة رسوم بيانية(المنحنى التكراري - المضلع التكراري - المدرج التكراري).

1-العرض الجدولي للبيانات: إن أول طريقة لعرض البيانات الاحصائية تتمثل في تصميم جدول التوزيع التكراري وهو عبارة عن جدول ينظم ويلخص البيانات الإحصائية سواء كانت وصفية أو كمية، فيوزعها على عمودين ومجموعة من الصفوف، يمثل العمود الأول الصفة للبيانات الوصفية أو الفئة للبيانات الكمية، والثاني يمثل تكرار الفئة أو الصفة، وكما يظهر عدد المشاهدات من البيانات التي تقع في كل صف. ويسهل الجدول تمثيل كميات كبيرة من البيانات بطريقة جذابة وسهلة القراءة ومنظمة ، وهو أحد أكثر أشكال عرض البيانات استخداما لأن جداول البيانات سهلة الإنشاء والقراءة. وتوجد هناك قواعد عامة يجب مراعاتها عند اعداد أي جدول احصائي وهي كالتالي: رقم الجدول -عنوان الجدول-الهيكل الرئيسي (لكل عمود عنوان ولكل صف عنوان)- مصدر البيانات.(البدري & نجم, 2014, ص 35).

1-2-جدول تفريغ البيانات (مصفوفة تفريغ البيانات):_الباحث بعد جمعه للبيانات يقوم بتفريغها في مصفوفة تسمى مصفوفة البيانات ، و هي عبارة عن جدول به عمودا يخصص لأرقام الاستمارات (أفراد عينة الدراسة). وصفا به أسماء المتغيرات (بيانات شخصية+ متغير الدراسة1 +متغير الدراسة2+......). كما هو مبين في الجدول أسفله: (وهو مشابه لصفحة التفريغ في برنامج .spss).

المتغيرات / الاستمارات (الافراد)	بيانات شخصية			متغير الدراسة1					متغير الدراسة2						
	جنس	سن	ح.ع	ع	ع2	ع3	ع4	ع5	ع1	ع2	ع3	ع4	ع5	.	.
1	ذ	20	م	4	1	2	5	3	2	5	4	1	3		
2	أ	22	ع	1	1	2	3	1	5	2	2	3	4		
3															
.															
.															

الشكل (6) يمثل مصفوفة تفريغ البيانات

2-2- العرض الجدولي للبيانات النوعية : البيانات النوعية هي البيانات التي لا تأخذ أرقاما عددية بل تكون كلها صفات . مثل الحالة الاجتماعية ، الحالة التعليمية ، الجنس ....الخ . غالبا ما يتكون الجدول في هذه الحالة من عمودين، حيث يمثل

العمود الأول الفئات المختلفة للمتغير النوعي ونرمز لها بـ (x_i)، والعمود الثاني يمثل تكرار الفئة والذي نرمز له بـ (n_i)، ويسمى الجدول في هذه الحالة بالجدول التكراري البسيط .

مثال: البيانات التالية تمثل تقدير عشرة طلبة في مادة الإحصاء الوصفي: جيد، حسن ، ممتاز، متوسط، حسن ،جيد، متوسط، حسن، ممتاز، متوسط، جيد، حسن. ممتاز ،جيد ، حسن، ممتاز، حسن، حسن ، ممتاز، حسن ،

المطلوب: اعرض البيانات جدوليا.

الحل :

التقديرات x_i	عدد الطلبة (n_i)	التكرار النسبي (f_i)	النسبة المئوية ٪
ممتاز	5	0.25	٪25
جيد	4	0.20	٪20
حسن	8	0.40	٪40
متوسط	3	0.15	٪15
المجموع	20	1	٪100

ومن خلال هذا العرض والتنظيم البسيط في الجدول يتسنى لنا من النظرة الأولى معرفة توزيع الصفة بوضوح، أفضل مما كانت عليه في البداية، وهنا تظهر أهمية العرض الجدولي.

2-3-العرض الجدولي للبيانات الكمية: البيانات الكمية هي البيانات التي تأخذ قيما عددية عندما تكون الظاهرة المدروسة قابلة للقياس . مثل بيانات السن ، الطول،الذكاء ، عدد الأبناء ، عدد افراد الاسرة......الخ. وتكون اما في صورة كمية متصلة او صورة كمية منفصلة. في حالة المتغير الكمي تنظم البيانات وفق نوعين من الجداول، وهذا حسب عدد أفراد العينة، فإذا كان أفراد العينة مساو لـ (30) أو أقل فإن البيانات تنظم في جدول تكراري بسيط. اما إذا كان عدد أفراد العينة أكبر من (30)، فإن البيانات تنظم في جدول تكراري ذو فئات .ولا توجد قاعدة محددة لتعيين عدد الفئات في الجدول التكراري ذو فئات ، فهي تعتمد في المقام الأول على خبرة الباحث على ان لايقل عدد الفئات عن 6 ولايزيد عن 12 فئة، اخذين بعين الاعتبار الا يكون عدد الفئات صغير مما يؤدي الى ان يكون طول الفئات كبير فتضيع معالم مجتمع الدراسة ، والا يكون عدد الفئات كبير مما يؤدي الى ان يكون طول الفئات صغير الشيئ الذي ينتفي معه الغرض من تلخيص البيانات في فئات(الصياد & سمرة, 2003, ص 36).الا انه يمكن القيام بذلك بالاعتماد على المعادلات الإحصائية لتحديد عدد الفئات وطول الفئات ، ولتكوين الجدول التكراري في هذه الحالة نتبع الخطوات الاتية:

1-تحديد قيمة المدى E من العلاقة: المدى = اكبر قيمة – اصغر قيمة $E = GV - PV$

2-تحديد عدد الفئات K باستخدام احدى المعادلتين :

$$K = 1 + 3.32 \log N$$

$$M = (2.5)\sqrt[4]{N} = (2.5)N^{\frac{1}{4}}$$

3- تحديد طول الفئة L من العلاقة :

$$L = \frac{E}{K}$$

4- تحديد الفئة الأولى :]الحد الادنى – الحد الاعلى] والذي يقرأ الفئة من الحد الأدنى الى اقل من الحد الأعلى. أي عندما نريد حساب التكرارات لا نقوم بإدخال الحد الأعلى في هذه الفئة وإنما في الفئة اللاحقة وهكذا. بحيث الحد الأدنى للفئة الأولى هو اقل قيمة في البيانات. والحد الأعلى للفئة الأولى هو الحد الأدنى + طول الفئة .

5-انشاء الجدول وتحديد باقي الفئات الأخرى في حدود عدد الفئات التي تم تحديده سابقا.

مثال : فيما يلي درجات 40 طالبا في اختبار الإحصاء.

8	2	12	6	8	5	7	3	10	4
12	5	9	15	9	11	12	14	9	2
18	15	8	3	14	9	13	19	14	5
11	4	10	17	13	13	15	17	11	7

المطلوب: كون جدول تكراري مناسب للبيانات السابقة ؟

الحل : بما ان المتغير (درجات الطلاب) كمي و حجم العينة اكبر من 30 فالعرض الجدولي المناسب يكون من خلال الجدول التكراري ذو فئات .

-انشاء الجدول يتم من خلال الخطوات الاتية :

1-تحديد قيمة المدى E من العلاقة: المدى = اكبر قيمة – اصغر قيمة $E = GV - PV$

من خلال ترتيب البيانات تصاعديا نجد :

2-2-3-4-4-5-5-5-5-6-7-7-8-8-8-9-9-9-9-10-10-11-11-11-12-12-12-13-13-13-14-14-14-15-15-15-17-17-18-**19**

اصغر قيمة **PV** =2 اكبر قيمة **GV** =19

$$E = 19 - 2 = 17$$

2-تحديد عدد الفئات **K** من العلاقة :

$$K = 1 + 3.32 \ \log \ N$$

بحيث $N = 40$ و هو حجم العينة او عدد الطلاب.

$$K = 1 + 3.32 \log N = 1 + 2.32 * \log 40 = \ 6.31 \approx 6$$

3- تحديد طول الفئة **L** من العلاقة :

$$L = \frac{17}{7} = 2.83 \approx 3$$

ملاحظة : يجب ان يكون جداء عدد الفئات × طول الفئة اكبر او يساوي ≤ المدى.

4-تحديد الفئة الأولى : [الحد الادنى – الحد الاعلى [والذي يقرأ الفئة من الحد الأدنى الى اقل من الحد الأعلى. بحيث الحد الأدنى للفئة الأولى هو اقل قيمة في البيانات=2. والحد الأعلى للفئة الأولى= الحد الأدنى + طول الفئة = 2+3 =5 ومنه الفئة الأولى : [2 – 5[و تقرا الفئة من 2 الى اقل من 5 . أي عندما نريد حساب التكرارات لا نقوم بإدخال القيمة (5) في هذه الفئة وإنما في الفئة اللاحقة وهكذا .

5- انشاء الجدول وتحديد باقي الفئات الأخرى في حدود عدد الفئات التي تم تحديده سابقا. وفي مثل هذا النوع من الجداول يهمنا كثيرا أن نعرف مراكز الفئات، حيث تحسب هذه الأخيرة بالقانون التالي:

مركز الفئة = $\frac{\text{الحد الادنى} + \text{الحد الاعلى}}{2}$ ومعرفة مركز الفئة يساعدنا كثيرا في التمثيل البياني للمعطيات كما سنوضحه لاحقا.

الفئات	التكرارات	مركز الفئة	التكرار النسبي	النسبة المئوية
]5-2]	5	3,5	0.125	12.5%
]8-5]	7	6,5	0.175	17.5%
]11-8]	9	9,5	0.225	22.5%
]14-11]	9	12,5	0.225	22.5%
]17-14]	6	15,5	0.150	15%
[20-17]	4	18,5	0.100	10%
المجموع	40		01	%100

2-4-الجداول التكرارية المتجمعة :الجدول التكراري المتجمع هو التوزيع التكراري الذي تتجمع فيه التكرارات تصاعديا او تنازليا. فالجداول التكرارية السابقة الذكر توضح لنا عدد المفردات التابعة لكل فئة من فئات الجدول على حدة، ولكننا أحياناً نرغب في معرفة عدد المفردات التي قيمتها أقل من قيمة معينة أو عدد المفردات التي قيمتها أكبر من أو تساوي قيمة معينة ، ولتوضيح معلومات كهذه يجب وضع الجدول التكراري في شكل آخر يطلق عليه الجدول التكراري المتجمع ويوجد نوعان من الجداول التكرارية المتجمعة وهي **الجدول التكراري المتجمع الصاعد والجدول التكراري المتجمع النازل.**

- **تكوين الجدول التكراري المتجمع الصاعد :** وهو الجدول الذي يبين تراكم التكرارات ابتداء من ادنى قيمة وانتهاء بأعلى قيمة ويتم انشاءه باتباع الخطوات الاتية :

1- انشاء جدول تكراري.
2- يتم اعادة كتابة القيم متبوعة بعبارة اقل من .

3- يتم تجميع التكرارات تصاعديا حيث يكون تكرار القيمة الدنيا مساوي لتكرارها الاصلي .وتكرار القيمة الثانية مساوي لمجموع تكراري القيمتين الاولى والثانية، وهكذا لغاية اعلى قيمة التي يكون تكرارها المتجمع الصاعد يساوي مجموع تكرارات كل القيم.

مثال: نفس البيانات السابقة

الفئات	التكرارات		التكرارات المتجمع الصاعد
]5-2]	5	اقل من 5	5
]8-5]	7	اقل من 8	12 = 7 + 5
]11-8]	9	اقل من 11	21 = 9 + 12
]14-11]	9	اقل من 14	30 = 9 + 21
]17-14]	6	اقل من 17	36 = 6 + 30
[20-17]	4	اقل او تساوي 20	40 = 4 + 36
المجموع	40		

- **تكوين الجدول التكراري المتجمع النازل** : وهو الجدول الذي يبين تناقص التكرارات ابتداء من القيمة الدنيا للتوزيع وانتهاء بالقيمة العليا. ويتم انشاءه باتباع مايلي:

1- انشاء جدول توزيع تكراري كما ذكر سابقا.
2- يعاد كتابة القيم متبوعة بعبارة فاكثر .
3- يكون التكرار المتجمع النازل للقيمة الدنيا مساوي للمجموع الكلي للتكرارات، اما التكرار المتجمع النازل للقيمة الثانية فيكون مساويا للتكرار المتجمع النازل للقيمة الدنيا مطروحا منه تكرار القيمة الدنيا الاصلي. والتكرار المتجمع النازل للقيمة الثالثة فيكون مساويا للتكرار المتجمع النازل للقيمة الثانية مطروحا منه تكرار القيمة الثانية الاصلي، وهكذا لغاية القيمة العليا التي يكون تكرارها المتجمع النازل يساوي تكرارها الاصلي.

مثال :نفس البيانات السابقة

الفئات	التكرارات		التكرارات المتجمع النازل
]5-2]	5	2 فاكثر	40
]8-5]	7	5 فاكثر	35 = 5 - 40
]11-8]	9	8 فاكثر	28 = 7 - 35
]14-11]	9	11 فاكثر	19 = 9 - 28
]17-14]	6	14 فاكثر	10 = 9 - 19
[20-17]	4	17 فاكثر	4 = 6 - 10
المجموع	40		

2-5-الجدول المزدوج : يتم اللجوء الى هذا النوع من الجداول عندما تؤخذ بيانات لأكثر من متغير للمفردات تحت الدراسة الإحصائية. وهو الجدول الذي يربط بين متغيرين في نفس الوقت وكل متغير منهما له فئاته فيتم بناؤه بإتباع عدة خطوات هي :

1- في حالة البيانات النوعية:

1-تحديد فئات كل من المتغيرين. 2- تكوين الجدول . 3 - وضع العلامات التي تمثل التكرار. 4- إعادة كتابة الجدول بالأرقام.

مثال : الجدول التالي يوضح البيانات التي تحصل عليها باحث في دراسة بين النوع والتدخين لمجموعة من الافراد على النحو التالي :

النوع	التدخين	النوع	التدخين	النوع	التدخين	النوع	التدخين
ذكر	يدخن	ذكر	لا يدخن	ذكر	لا يدخن	أنثى	لا يدخن
ذكر	يدخن	أنثى	لا يدخن	ذكر	يدخن	أنثى	لا يدخن
أنثى	يدخن	أنثى	لا يدخن	أنثى	لا يدخن	ذكر	يدخن
ذكر	لا يدخن	أنثى	يدخن	ذكر	لا يدخن	ذكر	لا يدخن
أنثى	يدخن	ذكر	يدخن	أنثى	يدخن	أنثى	لا يدخن
ذكر	لا يدخن	ذكر	يدخن	انثى	لا يدخن	ذكر	لا يدخن

والمطلوب تكوين الجدول المزدوج للعلاقة بين المتغيرين (النوع والتدخين) ؟

الـحـل :

1-المتغيرين نوعيين

2- فئات متغير النوع هي(ذكور– إناث) - فئات متغير التدخين (يدخن – لا يدخن) .

3- تكوين الجدول . كالتالي :

التدخين / النوع	يدخن	لا يدخن	المجموع
ذكور			
اناث			
المجموع			

4 -وضع العلامات .

التدخين / النوع	يدخن	لا يدخن
ذكور	//////	///////
اناث	////	///////

5-إعادة كتابة الجدول بالأرقام .

التدخين / النوع	يدخن	لا يدخن	المجموع
ذكور	6	7	13
اناث	4	7	11
المجموع	10	14	24

2-**في حالة البيانات الكمية:** في الجداول التكرارية المزدوجة تكتب حدود الفئات في وضع رأسي للظاهرة الأولى وحدود الفئات للظاهرة الثانية في وضع أفقي . ويكون الجدول المزدوج عبارة عن شبكة من المربعات أو مصفوفة في صورة صفوف أفقية وأعمدة رأسية ويكتب التكرار المشترك للظاهرتين داخل هذه المربعات بحيث يكون بداية الصف هو الحد الأدنى لفئة الظاهرة الأولى وبداية العمود هو الحد الأدنى لفئة الظاهرة الثانية وفي نهاية كل من الصف والعمود يكتب مجموع التكرار لكل من الصف والعمود وبذلك تكون التكرارات الرأسية في خانة المجموع تمثل تكرارات الظاهرة الأولى والتكرارات الأفقية في خانة المجموع تمثل التكرارات للظاهرة الثانية .

مثال : الجدول الآتي يمثل درجات 30 طالبا في كل من مادتي الإحصاء والرياضيات والمطلوب انشاء جدول توزيع تكراري لهذه البيانات.

إحصاء	50	57	71	93	85	61	74	63	77	60
رياضيات	55	90	68	93	86	60	72	60	72	57
إحصاء	80	76	72	81	90	83	94	86	79	75
رياضيات	75	71	65	80	92	82	96	81	75	70
إحصاء	53	70	73	62	64	56	82	91	84	78
رياضيات	50	72	75	65	67	52	85	92	81	77

الحل: بما ان المتغيرين كميين ننشئ جدولا مزدوجا بحيث نختار أطوالا مناسبة لحدود الفئات لكل من الإحصاء والرياضيات ففي هذا المثال طول الفئة يساوي عشر درجات وتكتب فئات درجات الإحصاء رأسيا وفئات درجات

الرياضيات أفقيا وتفرغ الدرجات بالعلامات، فمثلا الطالب الحاصل على 71 درجة في الإحصاء و 68 درجة في الرياضيات توضع له علامة في المربع الذي يبدأ بحدود الفئات في الإحصاء [70-80[للصف وحدود الفئات للرياضيات [60-70[للعمود وتكرر هذه العملية لباقي الطلاب فنحصل على جدول تفريغ البيانات المزدوجة . وفقا للخطوات الاتية:

1-وضع العلامات .

الرياضيات / الاحصاء	]60-50]	]70-60]	]80-70]	]90-80]	[100-90]	المجموع
]60-50]	///					3
]70-60]	/	////				5
]80-70]		//	////////			10
]90-80]			/	//////	/	8
[100-90]					////	4
المجموع	4	6	9	6	5	30

2-إعادة كتابة الجدول بالأرقام .

الرياضيات / الاحصاء	]60-50]	]70-60]	]80-70]	]90-80]	[100-90]	المجموع
]60-50]	3					3
]70-60]	1	4				5
]80-70]		2	8			10
]90-80]			1	6	1	8
[100-90]					4	4
المجموع	4	6	9	6	5	30

2-العرض البياني للبيانات:

العرض الجدولي أحيانا قد لا يكفي وحده للتوضيح وخاصة أن بعض الافراد يجدون صعوبة كبيرة في إدراك مدلولات الأرقام التي تعرض عليهم في جداول ، ولزيادة الإيضاح يحاول الإحصائي عرض البيانات بطريقة أخرى وهي الرسومات البيانية ، وتوجد عدة طرق لتمثيل البيانات الإحصائية بيانياً:

2-1-الدائرة النسبية: عادة تستخدم طريقة الدائرة النسبية في حالة البيانات الوصفية. وهي عبارة عن دائرة مقسمة إلى أجزاء أو قطاعات، بحيث كل جزء يمثل فئة من فئات المتغير المدروس، وفي هذه الطريقة نمثل العدد الكلي للمفردات (المجموع الكلي للتكرارات) بدائرة كاملة ونمثل عدد المفردات التابعة لكل فئة (تكرار الفئة) بقطاع من الدائرة بحيث تتناسب مساحات القطاعات مع تكرارات الفئات التي تمثلها وعلى أساس قياسات الزوايا نقسم مساحة الدائرة إلى قطاعات، كل قطاع يمثل فئة ويمكن تظليل هذه القطاعات أو تلوينها للتمييز بينها ويكتب داخل أو بجوار كل قطاع اسم الفئة التي يمثلها، بحيث يتم حساب زاوية كل خاصية بالقانون التالي:

$$\text{زاوية القطاع الذي يمثل الفئة} = \frac{\text{تكرار الفئة}}{\text{مجموع التكرارات}} \times 360^0 = \text{التكرار النسبي} \times 360^0 .$$

بحيث يجب أن يكون المجموع الكلي للزوايا = 360°

2-2--الأعمدة البيانية البسيطة : يعتمد هذا التمثيل البياني أساسا على رسم معلم متعامد ومتجانس، والأعمدة البيانية عبارة عن مستطيلات ذات قواعد متساوية وعمودية على المحور الأفقي ، بحيث إن كل مستطيل يمثل فئة من فئات جدول التوزيع التكراري ، ويكون ارتفاع كل مستطيل مساوياً لتكرار الفئة التي يمثلها ، مع مراعاة أن تكون المسافة بين هذه المستطيلات متساوية حتى يكون الرسم أكثر وضوحا وعادة تستخدم طريقة الأعمدة البيانية لتمثيل الجداول التكرارية الخاصة ببيانات وصفية أو بيانات كمية خاصة بمتغيرات منفصلة فئاتها تمثل قيمة واحدة فقط من القيم التي يأخذها المتغير المنفصل محل الدراسة.

مثال: البيانات التالية تمثل تقدير ات 20 طالب في مادة الإحصاء الوصفي:

التقديرات	عدد الطلبة
ممتاز	5
جيد	4
حسن	8
متوسط	3

المطلوب عرض هذه البيانات باستخدام طريقة الدائرة البيانية و طريقة الاعمدة البيانية البسيطة ؟

الحل: البيانات نوعية فالرسم البياني المناسب لعرضها هي الدائرة البيانية :

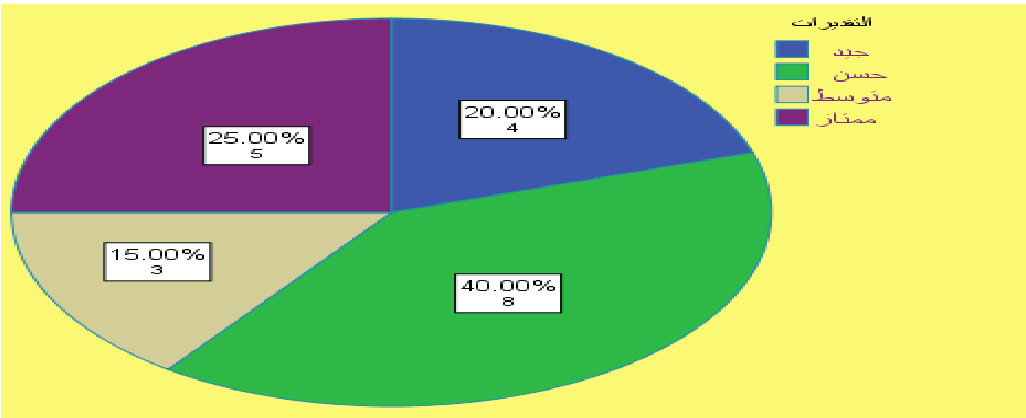
1- إيجاد التكرار النسبي لكل تقدير:

التقديرات	عدد الطلبة	التكرار النسبي
ممتاز	5	0.25
جيد	4	0.20
حسن	8	0.40
متوسط	3	0.15
المجموع	20	1

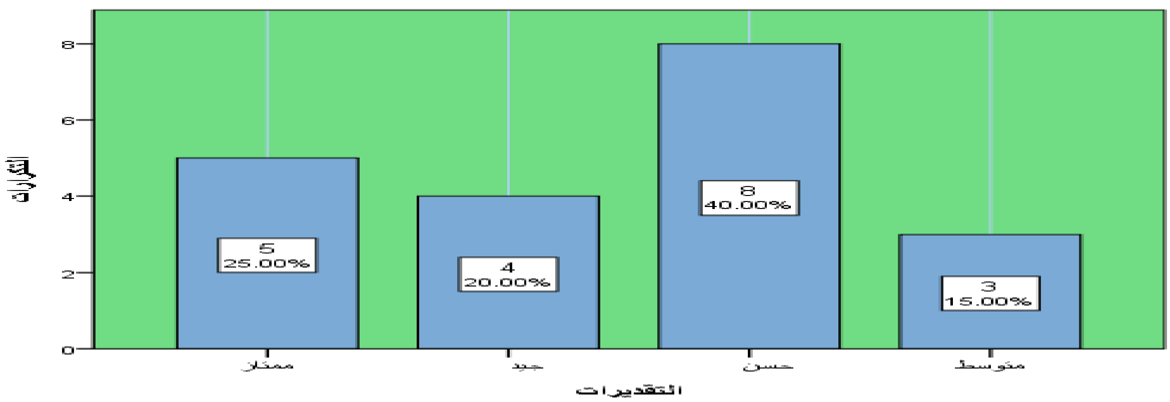
2- إيجاد زاوية كل تقدير من التقديرات = التكرار النسبي × 360^0

التقديرات	عدد الطلبة	التكرار النسبي	زاوية القطاع
ممتاز	5	0.25	90^0
جيد	4	0.20	72^0
حسن	8	0.40	144^0
متوسط	3	0.15	54^0
المجموع	20	1	360^0

3- انشاء الدائرة البيانية :



كما يمكن استخدام طريقة الاعمدة البيانية البسيطة :



3-3-المدرج التكراري : أحد طرق عرض البيانات المبوبة حيث يتم تخصيص عمود لكل فئة وتكرارها ، بحيث يكون طول الفئة هي قاعدة العمود والتكرار هو ارتفاع العمود ، أما بالنسبة لمنتصف العمود فيكون هو مركز الفئة.

مثال: فيما يلي درجات 40 طالبا في اختبار الإحصاء يتوزعون كالتالي:

الفئات	التكرارات
] 5-2]	5
] 8 -5]	7
] 11 -8]	9
]14- 11]	9
] 17 - 14]	6
[20 -17]	4
المجموع	40

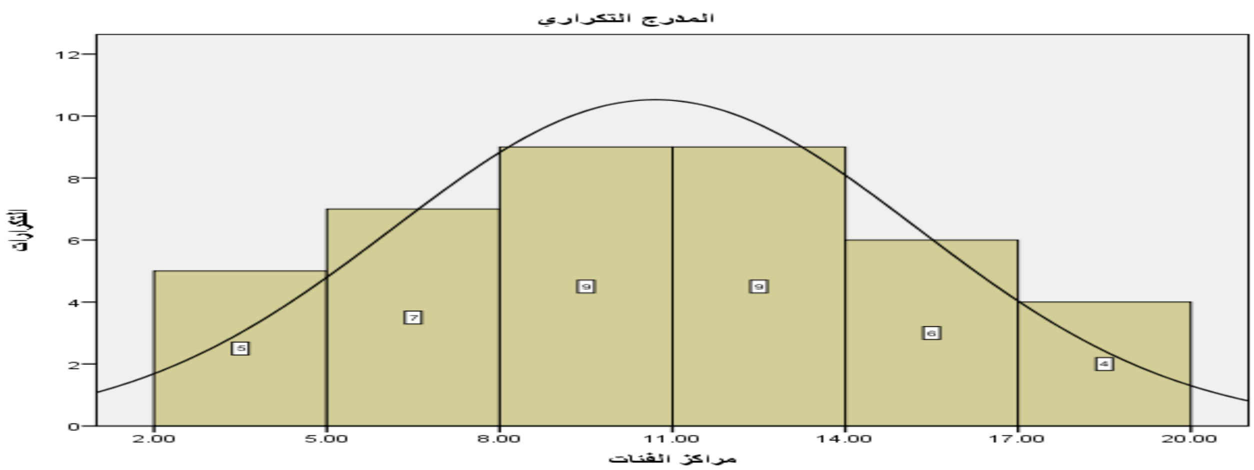
المطلوب عرض البيانات بالرسم البياني المناسب ؟

الحل :بمان البيانات كمية متصلة معروضة في جدول تكراري ذو فئات فالرسم البياني المناسب هو المدرج التكراري.

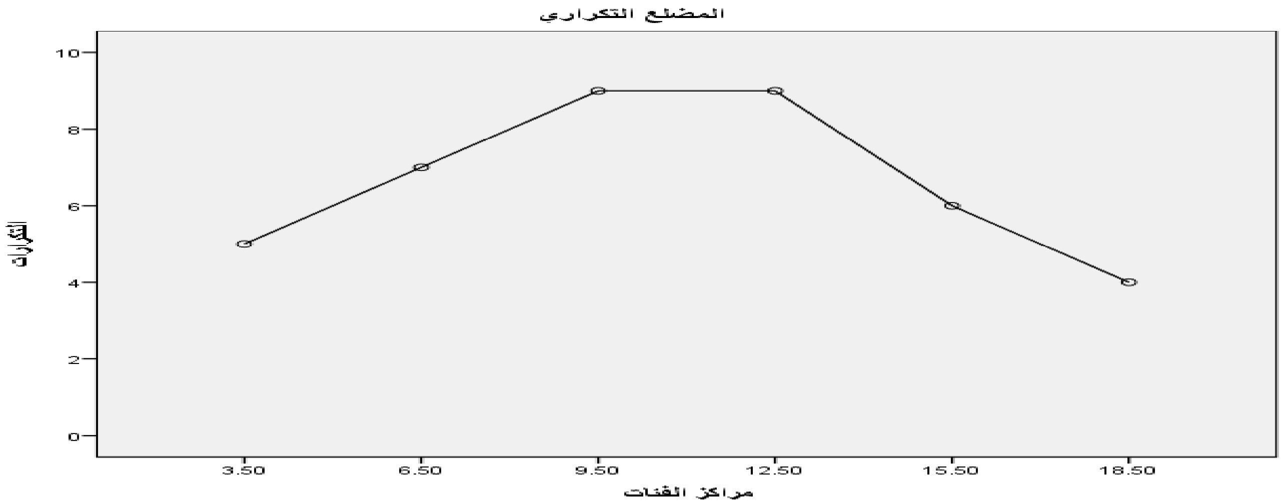
1-إيجاد مراكز الفئات من العلاقة:
$$\text{مركز الفئة} = \frac{\text{الحد الادنى} + \text{الحد الاعلى}}{2}$$

الفئات	التكرارات	مركز الفئة
]5-2]	5	3,5
]8-5]	7	6,5
]11-8]	9	9,5
]14-11]	9	12,5
]17-14]	6	15,5
[20-17]	4	18,5
المجموع	40	

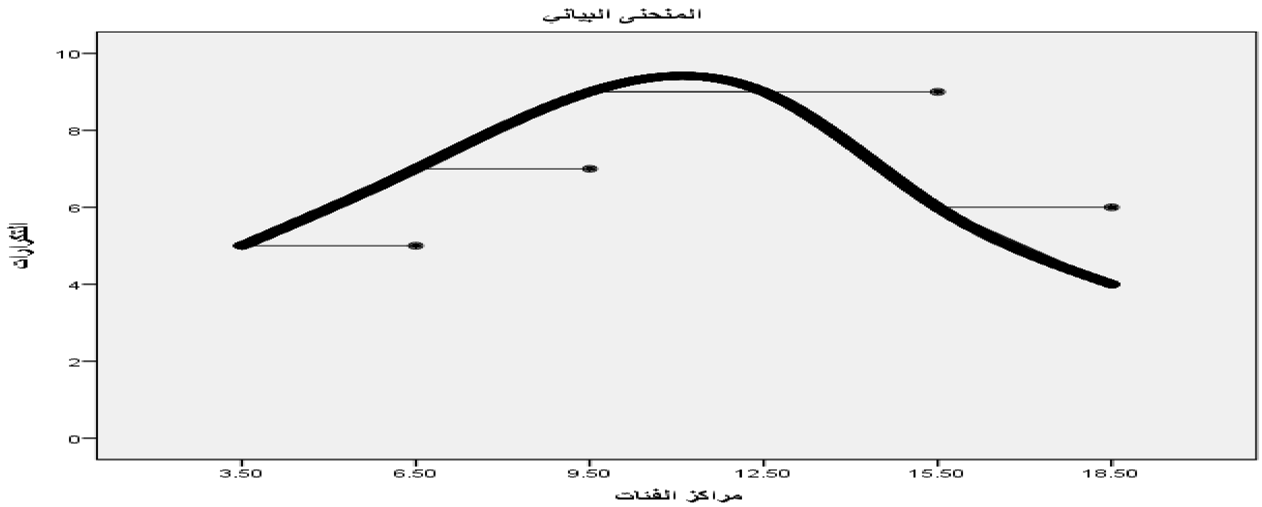
2-انشاء المدرج التكراري



4-**المضلع التكراري :**تخصص لكل فئة وتكرارها نقطة ، بحيث يكون الاحداثى السيني لها هو مركز الفئة بينما الاحداثى الصادي لها هو التكرار ، ثم نوصل كل نقطتين متتاليتين بخط مستقيم بالمسطرة . نفس المثال السابق.:



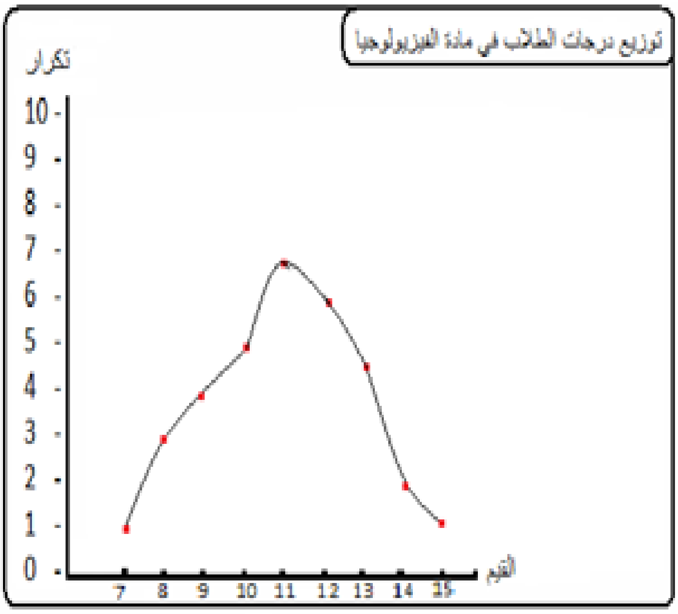
5-<u>**المنحنى التكراري :**</u> بعد رصد النقاط كما فى الطريقة السابقة نوصل كل نقطتين متتاليتين بمنحنى باليد .



مثال: إليك درجات 33 طالب في مقياس الفيزيولوجيا.

القيم	7	8	9	10	11	12	13	14	15
التكرار	1	3	4	5	7	6	4	2	1

في البداية نرسم تقاطع محور أفقي يمثل القيم مع محور عمودي يمثل تكرارات تلك القيم، ثم نحدد نقاط تقاطع كل قيمة مع تكرارها ثم نربط تلك النقاط التي تم تحديدها لنتحصل على الشكل التالي:


توزيع درجات الطلاب في مادة الفيزيولوجيا
تكرار
10
9
8
7
6
5
4
3
2
1
0
7 8 9 10 11 12 13 14 15
القيم

4-مقاييس النزعة المركزية

لقد تم التطرق فيما سبق الى كيفية تلخيص وعرض البيانات في جداول توزيع تكراري وكيفية تمثيلها بيانيا ، وكل منها يعطي وصفا عاما وسريعا للبيانات الإحصائية ولكن فوائدها الاستنتاجية محدودة جدا. لذلك يكون من الاجدر بنا ان نوضح كيفية وصف البيانات عن طريق بعض خصائصها العددية والتي تسمى مقاييس النزعة المركزية ومقاييس التشتت. ان الهدف الأساسي من استخدام مقاييس النزعة المركزية ومقاييس التشتت هو تلخيص البيانات في محاولة أخرى لوصفها عن طريق التعرف على مركزها ومقدار تشتت البيانات حول هذا المركز (درجة تجانس البيانات) ومن خلال هذين المؤشرين يتمكن الباحث من فهم اكثر لأبعاد الظاهرة قيد الدراسة.

1-مقاييس النزعة المركزية : ان طرق عرض البيانات الإحصائية جدوليا او بيانيا هي طرق مفيدة جدا ولكنها ليست كافية ، فمن الأفضل دراسة البيانات الإحصائية بمؤشرات رقمية بعيدة عن اهواء ورغبة الباحثين في اختيار طرق الوصف والعرض، حيث يحدث في اغلب التوزيعات التكرارية ان تتمركز وتتجمع بيانات ظاهرة معينة حول نقطة معينة، وهو ما يعرف في الإحصاء بظاهرة النزعة المركزية(ديب, 2009, ص 40). ومن اهم خصائص المتوسطات الجيدة ان تتوقف قيمته على القيم المستخرج منها من خلال اخذ جميع هذه القيم بعين الاعتبار وان يكون حسابه سهلا وسريعا. واستعمال المقياس المناسب من مقاييس النزعة المركزية يعتمد على الهدف من الدراسة وطبيعة ونوع البيانات الإحصائية التي تم جمعها(فهمي, 2005, ص 176) . ان مقاييس النزعة المركزية هي أدوات إحصائية تستخدم لوصف مركز توزيع البيانات، تعطي هذه المقاييس فكرة عن القيمة المتوسطة أو النمطية التي تميل إليها مجموعة البيانات. وتشمل مقاييس النزعة المركزية الأساسية المتوسط الحسابي، الوسيط، والمنوال . فيما يلي شرح لكل من هذه المقاييس:

1-1-المتوسط الحسابي: هو قيمة تتجمع حولها مجموعة من القيم، ويعتبر من أهم مقاييس النزعة المركزية والأكثر استخداما في الإحصاء والحياة العملية، ويستخدم عادة في الكثير من المقارنات بين الظواهر المختلفة. والمتوسط الحسابي لمجموعة من القيم او الدرجات الخام عبارة عن مجموع هذه الدرجات مقسوما على عددها. من اهم مميزاته انه مقياس سهل حسابه ويخضع للعمليات الجبرية بسهولة، وهو يأخذ في الاعتبار جميع القيم محل الدراسة. وقيمته تكون محصورة دائما بين أكبر وأصغر قيمة في العينة بالإضافة الى ان مجموع انحرافات القيم عن قيمته في العينة يساوي صفرا. الا انه يتأثر بالقيم الشاذة (المتطرفة) وهي القيم الكبيرة جدا أو الصغيرة جدا مقارنة بباقي القيم. كما انه يصعب حسابه في حالة الجداول التكرارية المفتوحة، حيث يتطلب ذلك معرفة مركز كل فئة. ولا يمكن حسابه في حالة البيانات الوصفية لان هذا النوع من البيانات لا يمكن اخضاعه للعمليات الحسابية بمختلف انواعها. من جهة أخرى يعتبر هو المقياس المناسب في حالة البيانات الكمية الفئوية او النسبية.(مراد, 2011, ص 47).

1-1-2- الوسيط : يعرف الوسيط لمجموعة من القيم بانه القيمة التي تقع في منتصف هذه المجموعة بعد ترتيبها تصاعديا او تنازليا. حيث 50% من القيم قبلها و 50% من القيم بعدها . فهو المقياس الذي يستخدم لقياس القيمة المتوسطة التي يكون عندها عدد القيم الأكثر منها تساوي عدد القيم الأقل منها، أو بعبارة أخرى هو المقياس الذي يقوم بعملية فصل متساو للنصف الأعلى من البيانات عن النصف الأدنى. من اهم مميزاته انه لا يتأثر بالقيم المتطرفة ويمكن إيجاده في حالة البيانات الوصفية التي يمكن ترتيبها(مراد, 2011, ص 53) . الا انه لا يأخذ جميع القيم في الاعتبار عند حسابه. مما يخلق صعوبات في استخدامه في التحاليل الإحصائية والرياضية.

1-1-3-المنوال: يعرف المنوال على أنه القيمة الأكثر تكرارا وشيوعا من غيرها في مجموعة البيانات. ويكثر استخدامه في حالة البيانات الوصفية. وقد يكون لمجموعة البيانات منوال واحد ولذلك يطلق عليها وحيدة المنوال، أو يكون لها أكثر من منوال وتسمى متعددة المنوال. وقد لا يكون لمجموعة البيانات أي منوال وبذلك تسمى عديمة المنوال. اما إذا كانت أعلى التكرارات متساوية لدرجتين متجاورتين يكون المنوال عبارة عن متوسط الدرجتين (الكناني, 2014, ص 42). من اهم مميزاته انه مقياس سهل حسابه ولا يتأثر بالقيم الشاذة. يمكن إيجاده للقيم الوصفية والتوزيعات التكرارية المفتوحة. الا انه عند حسابه لا تؤخذ جميع قيم البيانات في الاعتبار. كما ان كل طريقة من طرق حسابه في حالة البيانات المبوبة في جدول تكراري ذو فئات تؤدي الى نتيجة مختلفة(رشيد, 2008, ص 87). و بالتالي فقيمته تقريبية و اقل دقة من الوسيط والمتوسط الحسابي. (مراد, 2011, ص 71).

2-العلاقة بين مقاييس النزعة المركزية: توجد علاقة تجريبية بين المقاييس الثلاثة (الوسط الحسابى –الوسيط – المنوال) وذلك فى حالة التوزيعات التكرارية أحادية المنوال وغير المتماثلة والمتماثلة وذات الالتواء البسيط .وتعطى هذه العلاقة من خلال المعادلات التالية:

- **المتوسط الحسابي – المنوال = 3(المتوسط الحسابي – الوسيط)......(1)**
- **المنوال = 3 الوسيط – 2 المتوسط الحسابي........(2)** (مراد, 2011, ص 76)

في هذه الحالة تكون قيمة الوسيط تقع بين قيمتي المتوسط الحسابي والمنوال . اما في حالة التوزيعات التكرارية المتماثلة الوحيدة المنوال فإن:

قيمة المتوسط الحسابى = الوسيط = المنوال (محمد, 2007, ص 39).

3-مقاييس النزعة المركزية و مستويات القياس: من الضروري التعرف على مستوى قياس بيانات أي دراسة بحثية حتى يتسنى لنا اختيار الأسلوب الاحصائي المناسب لوصف المتغير من جهة والوصول الى إجابة دقيقة للسؤال البحثي المطروح من جهة أخرى. ويعد المنوال هو المقياس الوحيد الذي يمكن استخدامه مع كل مستويات القياس. اما البيانات من المستويين الفتري والنسبي يمكن وصفها بكافة مؤشرات النزعة المركزية، لذلك يفضل جمع البيانات عن متغيرات الدراسة من هذين المستويين، حتى تتاح لنا الفرصة للمفاضلة بين مقاييس النزعة المركزية بناء على خواص كل منها ، فاذا كانت البيانات شاذة يمكن الاستغناء عن المتوسط الحسابي.(فهمي, 2005, ص 173).

4-طرق حساب مقاييس النزعة المركزية :

1- في حالة البيانات الخام:

المتوسط الحسابي : المتوسط الحسابي لمجموعة من القيم او الدرجات الخام عبارة عن مجموع هذه الدرجات مقسوما على عددها. المتوسط الحسابي = $\frac{\text{مجموع القيم}}{\text{عدد القيم}}$. ويعبر عن ذلك احصائيا بالمعادلة الاتية:

$$\overline{X} = \frac{X_1 + X_2 + X_3 + \dots X_n}{n} = \frac{\sum_{i=1}^{n} x_i}{n} = \frac{\sum X_i}{n}$$

بحيث: $\overline{X}$ المتوسط الحسابي و يقرأ **X bar**. ،

$X_1, X_2, \dots, X_n$: قيم $\boldsymbol{n}$ المختلفة . ، n : عدد القيم.

مثال: اجري اختبار لقياس الذكاء على عينة حجمها 10 افراد و كانت درجاتهم كالتالي:

80 – 120 - 110 - 70 - 85 - 90- 100- 60 - 105 -75 .

المطلوب إيجاد قيمة المتوسط الحسابي ؟

الحل: بمان البيانات خام غير مبوبة وحجمها صغير ، قيمة المتوسط الحسابي هو مجموع القيم على عدد القيم، ولإيجاد قيمة المتوسط الحسابي في هذه الحالة يتم من خلال استخدام المعادلة الاتية :

$$\bar{X} = \frac{\sum X_i}{n} = \frac{x_1 + x_2 + x_3 + \dots + x_n}{n}$$

بالتعويض:

$$\bar{X} = \frac{\sum X_i}{n} = \frac{80 + 120 + 110 + 70 + 85 + 90 + 100 + 60 + 105 + 75}{10} = \frac{895}{10} = \mathbf{89.5}$$

مع العلم ان : $\boldsymbol{n = 10}$

اما اذا كان لدينا مجموعات ذات احجام مختلفة, وعلم المتوسط الحسابي لكل مجموعة ... كيف نحصل على المتوسط الحسابي للمجموعات كلها ؟؟ يتم ذلك من خلال **حساب المتوسط الحسابي المرجح**. بافتراض ان لدينا عدة مجموعات احجامها :

N_1 ، N_2 ، N_3 ، N_4 .... N_n ، متوسطاتها الحسابية على التوالي : $\overline{X_1}$ ، $\overline{X_2}$ ، $\overline{X_3}$ ، $\overline{X_4}$ ،.......... $\overline{X_n}$. فإن المتوسط الحسابي المرجح يكون =

$$\bar{x} = \frac{\sum X.N}{\sum N} = \frac{N_1 * \bar{X}_1 + N_2 * \bar{X}_2 + N_3 * \bar{X}_3 + N_4 * \bar{X}_4 + \dots\dots. + N_n * \bar{X}_n}{N_1 + N_2 + N_3 + N_4 + \dots\dots. + N_n}$$

فمثلا لو أخذنا خمسة مجموعات من الطلبة، وسجلنا متوسط درجات كل مجموعة في مقرر الإحصاء التطبيقي ، وكانت كالتالي :

المجموعات	1	2	3	4	5
المتوسط الحسابي في مقياس الاحصاءX	23	40	36	28	46
N(عدد الطلبة)	11	31	13	12	14

نجد أن المتوسط الحسابي غير المرجح للدرجة الحاصل عليها الطالب هي :

$$\bar{X} = \frac{\sum X_i}{n} = \frac{23 + 40 + 36 + 28 + 46}{5} = \mathbf{34.6}$$

وإذا أردنا أن نحسب المتوسط الحسابي للمتوسطات $\bar{\mathbf{X}}$ المرجحة بعدد الطلبة $\boldsymbol{N}$ يتم تطبيق المعادلة التالية :

$$\bar{x} = \frac{\sum X.N}{\sum N} = \frac{N_1 * \bar{X}_1 + N_2 * \bar{X}_2 + N_3 * \bar{X}_3 + N_4 * \bar{X}_4 + N_5 * \bar{X}_5}{N_1 + N_2 + N_3 + N_4 + N_5}$$

بالتعويض:

$$\bar{x} = \frac{\sum x.w}{\sum w} = \frac{23 \times 11 + 40 \times 31 + 36 \times 13 + 28 \times 12 + 46 \times 14}{81} = \frac{2941}{81} = \mathbf{36.30}$$

وهذا المتوسط الحسابي المرجح أكثر دقة من المتوسط الحسابي غير المرجح .

الوسيط: يفضل استخدام الوسيط كبديل عن المتوسط الحسابي عندما نريد تجاوز مشكلة القيم المتطرفة او الشاذة التي تأثر على قيمة المتوسط الحسابي او عندما تكون البيانات كيفية قابلة للترتيب. ويعرف الوسيط لمجموعة من القيم بانه القيمة التي تقع في منتصف هذه المجموعة بعد ترتيبها تصاعديا او تنازليا. ويتم حساب الوسيط في حالة البيانات الخام باتباع الخطوات الاتية :

1- ترتيب القيم تصاعديا او تنازليا.
2- ثم تحديد رتبة الوسيط ،
3- وأخيرا تحديد قيمة الوسيط وهي القيمة المقابلة لرتبة الوسيط .

ولتحديد رتبة الوسيط توجد حالتين:

- في حالة اذا كان حجم العينة (او عدد القيم N) زوجي ، يكون للوسيط رتبتين هما:

✓ رتبة الوسيط الأول$Md1$ هي $\frac{N}{2}$ ،

✓ رتبة الوسيط الثاني$Md2$ هي $\frac{N}{2}+1$

بداية نقوم باستخراج قيمة الوسيط الأول $Md1$ وهي القيمة المقابلة لرتبة$Md1$ ، ثم نقوم باستخراج قيمة الوسيط الثاني $Md2$ وهي القيمة المقابلة لرتبة$Md2$. اما قيمة الوسيط Md هي المتوسط الحسابي للوسيط الأول + الوسيط الثاني بحيث:

$$Md = \frac{Md1 + Md2}{2}$$

مثال: اجري اختبار لقياس الذكاء على عين حجمها 10 افراد و كانت درجاتهم كالتالي:

80 – 120 - 110 - 70 - 85 - 90 - 100- 60 - 105 -75 .المطلوب إيجاد قيمة الوسيط ؟

الحل: لإيجاد قيمة الوسيط نقوم بترتيب القيم تصاعديا:

القيم	60	70	75	80	85	90	100	105	110	120
الرتبة	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10

بما أن عدد القيم = 10 وهو عدد زوجي ، بالتالي فالوسيط له رتبتين:

رتبة الوسيط الأول=$Md1$ $\frac{N}{2}=\frac{10}{2}$ = 5 والقيمة المقابلة للرتبة 5 هي 85 وتمثل قيمة الوسيط الأول ومنه $Md1 = 85$

رتبة الوسيط الثاني $Md2$ = $\frac{N}{2}$+1 = 5+1= 6 والقيمة المقابلة للرتبة 6 هي 90 وتمثل قيمة الوسيط الثاني. ومنه $Md2 = 90$

وبالتالي فقيمة الوسيط هي:

$$Md = \frac{Md1 + Md2}{2} = \frac{85 + 90}{2} = 87.5$$

- اما في حالة اذا كان حجم العينة (او عدد القيم) فردي وبعد القيام بترتيب القيم تصاعديا ، نقوم بإيجاد رتبة الوسيط Md من العلاقة : $\frac{N+1}{2}$ وتكون قيمة الوسيط هي القيمة المقابلة لرتبة الوسيط.

مثال: اجري اختبار لقياس الذكاء على عينة حجمها 9 افراد وكانت درجاتهم موزعة كالتالي:

80 – 120 - 110 - 70 - 90 - 100- 60 - 105 -75 المطلوب إيجاد قيمة الوسيط ؟

الحل: لإيجاد قيمة الوسيط نقوم بترتيب القيم تصاعديا:

القيم	60	70	75	80	90	100	105	110	120
الرتبة	1	2	3	4	5	6	7	8	9

بما ان عدد القيم = 9 وهو عدد فردي ، بالتالي يوجد وسيط واحد رتبته : $\mathbf{5} = \frac{9+1}{2} = \frac{N+1}{2}$ ، الوسيط هو القيمة المقابلة للرتبة 5 وهي القيمة 90.

$$Md = 90$$

المنوال: وهو القيمة الأكثر تكرارا بين القيم ، ولتوضيح طريقة استخراجه نورد المثال التالي :لدينا سلاسل القيم الاتية :

1	4 -7- 4- 11- 6- 5 - 4 -3	5	12-10-9-8-7-6
2	70-80-59-80-65-90-48-55	6	22-20-15-16-14-15-14
3	11-11-10-1-9-9-3-1	7	11-11-6-6-3-3-4-4
4	23-17-17-23-21-17-23-21-21	8	7-6-6-5-4-4

الحل:

1	4 -7- 4- 11- 6- 5 - 4-2 المنوال هو 4 لأنه الأكثر تكرار ب 3 مرات.	5	12-10-9-8-7-6 لا يوجد منوال لان كل القيم لها نفس التكرار.
2	70-80-59-80-65-90-48-55 المنوال هو 80 لأنها الأكثر تكرار ب مرتين.	6	22-20-15-16-14-15-14 يوجد منوالان هما 14و 15 ولأنه لا يوجد فاصل بينهما فالمنوال هو المتوسط الحسابي لهما و هو 14.5 .
3	11-11-10-1-9-9-3-1 يوجد 3منوالات : 1 و 9 و 11 لأنها الأكثر تكرارا ب مرتين لكل قيمة.	7	11-11-6-6-3-3-4-4 لا يوجد منوال لان كل القيم لها نفس التكرار.
4	23-17-17-23-21-17-23-21-21 لا يوجد منوال لان كل القيم لها نفس التكرار.	8	7-6-6-5-4-4 يوجد منوالان هما 4 - 6 لانهما الأكثر تكرارا.

2-حساب مقاييس النزعة المركزية في حالة البيانات المبوبة في جدول تكراري بسيط:

المتوسط الحسابي: في هذه الحالة هو عبارة عن : $\frac{\text{مجموع حاصل ضرب كل قيمة في التكرار المقابل لها}}{\text{مجموع التكرارات}}$.

و يتم حسابه من المعادلة:

$$\bar{X} = \frac{\sum f.x}{\sum f} = \frac{f_1x_1 + f_2x_2 + \cdots f_nx_n}{f_1 + f_2 + \cdots f_n}$$

مثال : اجري اختبار لتذكر المفاهيم الرياضية الأساسية بالمرحلة المتوسطة على عينة حجمها 15 تلميذ و كانت علاماتهم موزعة كالتالي:

العلامات x	التكرارات f
2	1
3	4
4	6
5	2
6	2
المجموع	15

المطلوب إيجاد قيمة المتوسط الحسابي لتلك العلامات؟ لإيجاد قيمة المتوسط الحسابي في حالة جدول تكراري بسيط نقوم بأعداد عمود خاص بحاصل ضرب القيمة في تكرارها:

العلامات x	التكرارات f	f* x
2	1	2
3	4	12
4	6	24
5	2	10
6	2	12
المجموع	15	60

نعوض في المعادلة :

$$\bar{X} = \frac{\sum f.x}{\sum f} = \frac{f_1x_1 + f_2x_2 + \cdots f_nx_n}{f_1 + f_2 + \cdots f_n}$$

$$\bar{X} = \frac{\sum f.x}{\sum f} = \frac{2*1+3*4+4*6+5*2+6*2}{15} = \frac{60}{15} = \mathbf{4}$$

الوسيط: في حالة جدول تكراري بسيط يتم إيجاد قيمة الوسيط باتباع الخطوات الاتية:

- انشاء عمود في الجدول خاص بالتكرار المتجمع الصاعد.
- تحديد رتبة الوسيط : اذا كان حجم العينة فردي(عدد القيم فردي) ، رتبة الوسيط Md : $\frac{N+1}{2}$
  اما اذا كان حجم العينة زوجي(عدد القيم زوجي) ، الوسيط له رتبتين :
  - ✓ رتبة الوسيط الأول $Md1$ هي $\frac{N}{2}$.
  - ✓ رتبة الوسيط الثاني $Md2$ هي $\frac{N}{2}+1$.
- نقوم بإيجاد قيمة الوسيط بالرجوع الى التكرار المتجمع الصاعد والبحث عن القيمة التي تقابل رتبة الوسيط . ففي حالة حجم العينة فردي(عدد القيم فردي) قيمة الوسيط Md هي القيمة المقابلة لرتبة الوسيط في عمود التكرار المتجمع الصاعد مباشرة . اما في حالة حجم العينة زوجي(عدد القيم زوجي) فقيمة الوسيط هي المتوسط الحسابي للوسيط الأول $Md1$ الذي قيمته هي القيمة المقابلة لرتبة الوسيط الأول في التكرار المتجمع الصاعد و قيمة الوسيط الثاني $Md2$ هي القيمة المقابلة لرتبة الوسيط الثاني في التكرار المتجمع الصاعد.

$$Md = \frac{Md1 + Md2}{2}$$

مثال 1: اجري اختبار لتذكر المفاهيم الرياضية الأساسية بالمرحلة المتوسطة على عينة حجمها 15 تلميذ و كانت علاماتهم كالتالي: 5 – 4 - 5- 4 - 3- 4 -3 -4 - 6- 3- 4 - 4 – 6 - 3 - 2. المطلوب إيجاد قيمة الوسيط لتلك العلامات؟

الحل: انشاء عمود في الجدول خاص بالتكرار المتجمع الصاعد.

العلامات x	التكرارات f	التكرار المتجمع الصاعد
2	1	1
3	4	5
4	6	11
5	2	13
6	2	15
المجموع	*15*	

تحديد رتبة الوسيط : بما ان حجم العينة فردي= 15 نقوم بإيجاد رتبة الوسيط Md من العلاقة :

$$\frac{N+1}{2} = \frac{15+1}{2} = \frac{16}{2} = 8$$

نقوم بإيجاد قيمة الوسيط بالرجوع الى التكرار المتجمع الصاعد والبحث عن القيمة التي تقابل الرتبة 8 ، الرتبة 8 توجد ضمن التكرار المتجمع الصاعد 11 والذي يقابل القيمة 4. و منه قيمة الوسيط هي $\boldsymbol{Md = 4}$

مثال2 : اجري اختبار لتذكر المفاهيم الرياضية الأساسية بالمرحلة المتوسطة على عينة حجمها 16 تلميذ وكانت علاماتهم كالتالي: 5-4-5-4-3-4-3-4-**6**-3-4-4-6-2-3-2. المطلوب إيجاد قيمة الوسيط لتلك العلامات؟

الحل: 1-انشاء عمود في الجدول خاص بالتكرار المتجمع الصاعد.

العلامات x	التكرارات f	التكرار المتجمع الصاعد
2	2	2
3	4	6
4	6	12
5	2	14
6	2	16
المجموع	16	

2-تحديد رتبة الوسيط : بما ان حجم العينة زوجي = 16 فالوسيط له رتبتين:

رتبة الوسيط الأول $\boldsymbol{Md1}$ هي $\frac{\boldsymbol{N}}{\boldsymbol{2}} = \frac{\boldsymbol{16}}{\boldsymbol{2}} = 8$ رتبة الوسيط الثاني $\boldsymbol{Md2}$ هي $\frac{\boldsymbol{N}}{\boldsymbol{2}}\boldsymbol{+1} = 8+1= 9$

قيمة الوسيط الأول $\boldsymbol{Md1}$ هي القيمة المقابلة للرتبة 8 في التكرار المتجمع الصاعد و الموجودة ضمن التكرار 12 ، قيمة الوسيط الأول $\boldsymbol{Md1 = 4}$ ، أما قيمة الوسيط الثاني $\boldsymbol{Md2}$ هي القيمة المقابلة للرتبة 9 في التكرار المتجمع الصاعد و الموجودة أيضا ضمن التكرار 12 ، قيمة الوسيط الثاني $\boldsymbol{Md2 = 4}$. و منه قيمة الوسيط هي:

$$\boldsymbol{Md} = \frac{\boldsymbol{Md1 + Md2}}{\boldsymbol{2}} = \frac{\boldsymbol{4 + 4}}{\boldsymbol{2}} = \boldsymbol{4}$$

المنوال: في حالة جدول تكراري بسيط ، المنوال هو القيمة المقابلة لأكبر تكرار في الجدول. وسنوضح ذلك من خلال المثال السابق : المطلوب إيجاد قيمة المنوال لتلك العلامات؟

العلامات x	التكرارات f
2	2
3	4
4	6
5	2
6	2
المجموع	16

الحل : من خلال الجدول نلاحظ ان اكبر تكرار هو 6 الذي يقابل القيمة 4 ومنه فالمنوال هو 4.

5-مقاييس التشتت.

تعتبر مقاييس النزعة المركزية مفيدة ولكنها ليست نهائية. باختصار، يمكنها تزويدنا بمعلومات حول ما يمكن توقعه في المتوسط. لكنها ليست دقيقة دائما. لان حساب المتوسطات للمجموعات المختلفة من البيانات وحده غير كاف للمقارنة بين هذه المجموعات. وللاستفادة من هذه المقاييس بشكل أفضل، من الضروري الجمع بينها وبين مقاييس التشتت. كما أن مقاييس التشتت ليست معصومة من الخطأ، ولكنها تخبرنا عن تباين متغير معين. ولتوضيح ذلك اكثر نأتي بمثال لدراسة ثلاث مجموعات مختلفة من الطلاب وكانت الدرجات كالأتي:

مجموعة 1	11	11	11	11	11
مجموعة 2	10	8	11	14	12
مجموعة 3	29	6	17	2	1

وبحساب المتوسط الحسابي للثلاث مجموعات نجده يساوي 11 درجة لكل منها:

$$\bar{X}_1 = \frac{\sum X_i}{\mathrm{N}} = \frac{11+11+11+11+11}{5} = 11$$

$$\bar{X}_2 = \frac{\sum X_i}{\mathrm{N}} = \frac{10+8+11+14+12}{5} = 11$$

$$\bar{X}_3 = \frac{\sum X_i}{\mathrm{N}} = \frac{29+6+17+2+1}{5} = 11$$

ولكن عند النظر لدرجات المجموعة الأولى نجدها متجانسة تماما، ودرجات المجموعة الثانية أقل تقاربا ، ودرجات المجموعة الثالثة أقل تقاربا من درجات المجموعة الثانية. أي أن الثلاث مجموعات مختلفة التجانس رغم أن المتوسط الحسابي لهم متساو، فالمتوسط الحسابي يمثل مركز البيانات لكنه لا يبين مدى التفاف أو بعثرة البيانات حول هذا المتوسط . وبذلك تكون مقاييس النزعة المركزية غير كافية للمقارنة بين طبيعة البيانات الإحصائية، لذلك نشأت الحاجة إلى إيجاد مقاييس تقيس درجة تجانس (تقارب) أو تشتت (تباعد) مفردات البيانات عن بعضها البعض،

1-تعريف مقاييس التشتت : التشتت بشكل عام هو تباعد القيم عن بعضها ، وقد تم الاتفاق على ان يكون هناك نقطة ثابتة لقياس التباعد او التقارب عن هذه النقطة ووجد ان المتوسط الحسابي خير ممثل لهذه النقطة .فاذا كان البعد كبيرا هذا يعني ان البيانات مبعثرة ومتباينة، اما اذا كان البعد قليلا يعني ان البيانات غير مبعثرة وهي متجانسة(**منصور & صبري, 2000, ص 137**). ان مقاييس التشتت هي مقاييس تعتمد على الأرقام وبالتالي لا يمكن استخدامها إلا في حالة البيانات الكمية.

2-أنواع مقاييس التشتت:

2-1-المدى: هو اقل مقاييس التشتت دقة و ابسطها في طريقة حسابه فهو الفرق بين اكبر قيمة واصغر قيمة في مجموعة البيانات. بمعنى ان:

المدى= اكبر قيمة – اصغر قيمة.

E = GV – PV

فاذا كان المدى صغيرا تكون البيانات متقاربة أي متجانسة والعكس اذا كان المدى كبيرا فانه يدل على ان البيانات مبعثرة ومتباعدة عن بعضها أي مشتتة(**الصياد & سمرة, 2003, ص 94**). والمدى لا يعتمد على القيم الوسطى ولكنه يعتمد فقط على القيمتين المتطرفتين مما يقلل من أهميته كمقياس لأنه قد تكون هاتان القيمتان المتطرفتان شاذتين وفي هذه الحالة يكون المدى مضخما وكبيرا بينما القيم الأخرى متقاربة وليست متباعدة عن بعضها. وبالتالي يعطي معلومات بسيطة عن التشتت.(**البدري & نجم, 2014, ص 136**). فاذا اخذنا كمثال المجموعات التالية من القيم :

المجموعات	القيم	المدى
الاولى	3 -7- 6 -5 - 4	4 = 3 – 7
الثانية	11 - 4 - 5 - 2 - 3	9 = 2 – 11
الثالثة	3 - 14 -15 - 16 - 99 -10	96 = 3 – 99

يتضح جليا ان مدى المجموعات تأثر بالقيم المتطرفة خاصة في المجموعة الثالثة (99 – 3) حيث وجود قيمتين شاذتين. ولحساب المدى، ما عليك سوى ترتيب القيم المراد ايجاد مداها ترتيبا تصاعديا او تنازليا . ثم العثور على أكبر قيمة للمتغير (الحد الأقصى) و أصغر قيمة (الحد الأدنى) ثم إيجاد الفرق بينهما . فالمدى يأخذ هاتين القيمتين فقط ويتجاهل باقي القيم الأخرى ، وهو بمثابة مكمل لمقاييس أخرى، ولكن نادرا ما يستخدم كمقياس وحيد للتشتت لأنه حساس للقيم المتطرفة.

مثال1: لدينا القيم الاتية : 20، 24، 25، 19، 24، 28، 14. تطبيقا على هذا المثال،

- يصبح الترتيب الجديد للمجموعة كالتالي: 14، 19، 20، 24، 24، 25، 28.
- تمييز أكبر قيمة عددية وأدنى قيمة في المجموعة . (28 و 14)
- إيجاد قيمة الفرق بين اكبر قيمة و اصغر قيمة . (28 - 14) هي 14، وهي قيمة مدى هذه المجموعة من القيم .

مثال2: لدينا القيم الاتية : 40-55-67-89-44-87-90-29-70-46. المطلوب اوجد المدى لهذه القيم.

الحل : لإيجاد قيمة المدى نتبع الخطوات الاتية :

- ترتيب القيم تصاعديا : 29-40-44-46-55-67-70-87-89-90 .
- تحديد اصغر قيمة و اكبر قيمة : اصغر قيمة هي 29 و اكبر قيمة هي 90 .
- إيجاد قيمة الفرق بين اكبر قيمة و اصغر قيمة = 90 – 29 = 61 و منه **المدى=61**

2-**الانحراف المتوسط :** إن الانحراف المتوسط يفيدنا في معرفة متوسط انحرافات القيم عن متوسطها الحسابي ، وهذا بغض النظر عن إشارات الانحراف . مع العلم أن قيمة الانحراف المتوسط تزداد كلما تباعدت القيم عن بعضها البعض وتصغر قيمته كلما تقاربت، فهو مجموع القيم المطلقة لانحرافات القيم عن متوسطها الحسابي مقسوما على عددها. يستخدم لمعرفة مدى قرب البيانات من المتوسط الحسابي. والقيمة المطلقة للعدد هو تجريده من الإشارة السالبة وجعل اشارته موجبة $|x_i - \bar{x}|$. ويمكن حساب الانحراف المتوسط بواسطة المعادلة التالية:

$$EM_{\bar{X}} = \frac{\sum_{i=1}^{n}|x_i - \bar{x}|}{n}$$

حيث : x_i قيم المتغير ، $\bar{x}$ المتوسط الحسابي للقيم ، n عدد القيم.

وتمر عملية حساب قيمته من خلال :

- حساب المتوسط الحسابي للبيانات.
- ثم حساب القيمة المطلقة للفرق بين كل قيمة من البيانات و المتوسط الحسابي .
- وأخيرا حساب المتوسط الحسابي لتلك الفروق (الانحراف المتوسط).

مثال: لدينا القيم الاتية : 1-10-3-8-7-9-4-6. المطلوب إيجاد قيمة الانحراف المتوسط؟

الحل:1- حساب المتوسّط الحسابي لمجموعة القيم:

$$\bar{X} = \frac{\sum X_i}{\mathrm{N}} = \frac{x_1 + x_2 + x_3 + \cdots + x_n}{N}$$

$$\bar{X} = \frac{\sum X_i}{\mathrm{N}} = \frac{1 + 10 + 3 + 8 + 7 + 9 + 4 + 6}{8} = \frac{48}{8} = \mathbf{6}$$

2-ثمّ حساب القيمة المطلقة للفرق بين كل قيمة من البيانات و المتوسط الحسابي :

القيم	$x_i - 6$	$|x_i - 6|$
1	$1 - 6 = -5$	$+5$
10	$10 - 6 = +4$	$+4$
3	$3 - 6 = -3$	$+3$
8	$8 - 6 = +2$	$+2$
7	$7 - 6 = +1$	$+1$
9	$9 - 6 = +3$	$+3$
4	$4 - 6 = -2$	$+2$
6	$6 - 6 = 0$	0
المجموع	0	20

3-وأخيرا حساب المتوسط لتلك الفروق(الانحراف المتوسط) . بالتعويض من معطيات الجدول نجد:

$$EM_{\bar{X}} = \frac{\sum_{i=1}^{n}|x_i - \bar{x}|}{n}$$

$$\boldsymbol{EM_{\bar{X}} = \frac{20}{8} = 2.5}$$

4-التباين و الانحراف المعياري:

التباين : يعرف التباين بأنه المتوسط الحسابي لمربعات انحرافات القيم عن متوسطها الحسابي ويرمز له بالرمز S^2 **والانحراف المعياري** : هو الجدر التربيعي للتباين. و يرمز له $\boldsymbol{S}$ ويحسب على النحو التالي:

1-التباين في حالة البيانات غير المبوبة:

1- حساب المتوسط الحسابي للبيانات.

2-حساب انحراف كل قيمة عن المتوسط الحسابي= القيمة - المتوسط الحسابي.

3- حساب مربع انحراف كل قيمة عن المتوسط الحسابي ومجموع مربعات انحرافات القيم عن المتوسط الحسابي.

4-حساب قيمة التباين باستخدام المعادلة التالية:

$$S^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n}(x_i - \bar{x})^2}{n-1}$$

حيث: S^2 هو التباين ، $\bar{x}$ المتوسط الحسابي ، x_i قيم المتغير ، n حجم العينة (عدد القيم).

والانحراف المعياري هو الجدر التربيعي للتباين. و يرمز له S

$$S = \sqrt{\text{التباين}} = \sqrt{\frac{\sum X^2 - \frac{(\sum X)^2}{N}}{N-1}}$$

مثال : اذا كانت لدينا القيم الاتية : 9 – 6 - 8 - 5 - 10 - 5 - 6 - 7 . المطلوب حساب التباين والانحراف المعياري لهذه القيم. ؟

الحل:

1-حساب المتوسط الحسابي للقيم من العلاقة : بحيث عدد القيم = 8 $n=$

$$\bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^{n} x_i}{n} = \frac{9+6+8+5+10+5+6+7}{8} = \mathbf{7}$$

2-حساب انحراف كل قيمة عن المتوسط الحسابي = **القيمة** - 7

القيم x	$(x_i - 7)$
7	0
6	1-
5	2-
10	3+
5	2-
8	1+
6	1-
9	2+
المجموع	**0**

3-نوجد مجموع مربعات انحرافات القيم عن المتوسط الحسابي :

القيم x	$(x_i - 7)$	$(x_i - 7)^2$
7	0	0
6	1-	1
5	2-	4
10	3+	9
5	2-	4
8	1+	1
6	1-	1
9	2+	4
المجموع	**0**	**24**

4-حساب قيمة التباين باستخدام المعادلة التالية:

$$S^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n}(x_i - \bar{x})^2}{n-1}$$

بالتعويض نجد:

$$S^2 = \frac{24}{8-1} = \frac{24}{7} = 3.43$$

$$\boldsymbol{S^2 = 3.43}$$

كما يمكن إيجاد قيمة التباين من المعادلة الاتية :

$$S^2 = \frac{\sum X^2 - \frac{(\sum X)^2}{N}}{N-1}$$

نطبق المعادلة على المثال السابق:

1-حساب مجموع القيم ومربع كل قيمة و إيجاد مجموع مربعات القيم.

	القيمx	x^2
	7	49
	6	36
	5	25
	10	100
	5	25
	8	64
	6	36
	9	81
المجموع	**56**	**416**

- حساب قيمة التباين باستخدام المعادلة التالية:

$$S^2 = \frac{\sum X^2 - \frac{(\sum X)^2}{N}}{N-1} = \frac{416 - \frac{56^2}{8}}{7} = 3.43$$

$$\boldsymbol{S^2 = 3.43}$$

- الانحراف المعياري =الجذر التربيعي للتباين

$$S = \sqrt{\frac{\sum X^2 - \frac{(\sum X)^2}{N}}{N-1}} = \sqrt{S^2} = \sqrt{3.43} = \mathbf{1.85}$$

$$S = \mathbf{1.85}$$

2-في حالة البيانات المبوبة في جدول تكراري بسيط:

يتم حساب التباين في هذه الحالة باتباع الخطوات الاتية:

1-اعداد عمود في الجدول التكراري البسيط خاص بحاصل ضرب كل قيمة في تكرارها.

2-حساب المتوسط الحسابي للبيانات.

3- حساب انحراف كل قيمة عن المتوسط الحسابي= القيمة - المتوسط الحسابي.

4- حساب مربع انحراف كل قيمة عن المتوسط الحسابي=(القيمة - المتوسط الحسابي)^2

5-حساب مربع انحراف كل قيمة عن المتوسط الحسابي=(القيمة - المتوسط الحسابي)^2 × تكرارها. وإيجاد مجموع هذه المربعات.

6- حساب قيمة التباين باستخدام المعادلة التالية:

$$S^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n} f_i (x_i - \bar{x})^2}{\sum_{i=1}^{n} f_i - 1}$$

حيث: S^2 هو التباين ، $\bar{x}$ المتوسط الحسابي ، x_i قيم المتغير ، $\sum_{i=1}^{n} f_i$ مجموع التكرارات.

مثال: اجري اختبار لتذكر المفاهيم الرياضية الأساسية بالمرحلة المتوسطة على عينة حجمها 15 تلميذ وكانت علاماتهم موزعة كالتالي:

التكرارات f	العلامات x
1	2
4	3
6	4
2	5
2	6
15	المجموع

المطلوب إيجاد قيمة التباين و الانحراف المعياري لتلك العلامات؟

الحل:1- اعداد عمود في الجدول التكراري البسيط خاص بحاصل ضرب كل قيمة في تكرارها $f * x$

$f * x$	التكرارات f	العلامات x
2	1	2
12	4	3
24	6	4
10	2	5
12	2	6
60	**15**	**المجموع**

2-حساب المتوسط الحسابي للبيانات.

$$\bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^{n} f_i * x_i}{\sum_{i=1}^{n} f_i} = \frac{60}{15} = \mathbf{4}$$

3-حساب انحراف كل قيمة عن المتوسط الحسابي= **القيمة - المتوسط الحسابي=القيمة - 4**

$x_i - \bar{x}$	التكرارات f	العلامات x
2-	1	2
1-	4	3
0	6	4
1+	2	5
2+	2	6
	15	المجموع

4- حساب مربع انحراف كل قيمة عن المتوسط الحسابي=(القيمة - 4)^2

العلامات x	التكرارات f	$x_i - \bar{x}$	$(x_i - \bar{x})^2$
2	1	2-	4
3	4	1-	1
4	6	0	0
5	2	1+	1
6	2	2+	4
المجموع	**15**		

5-حساب مربع انحراف كل قيمة عن المتوسط الحسابي=(**القيمة - 4)2 × تكرارها**. وإيجاد مجموع هذه المربعات.

العلامات x	التكرارات f	$x_i - \bar{x}$	$(x_i - \bar{x})^2$	$f_i(x_i - \bar{x})^2$
2	1	2-	4	4
3	4	1-	1	4
4	6	0	0	0
5	2	1+	1	2
6	2	2+	4	8
المجموع	**15**			**18**

6-حساب قيمة التباين باستخدام المعادلة التالية:

$$S^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n} f_i (x_i - \bar{x})^2}{\sum_{i=1}^{n} f_i - 1}$$

بحيث : $\sum_{i=1}^{n} f_i = 15$ ، $\sum_{i=1}^{n} f_i (x_i - \bar{x})^2 = 18$

بالتعويض نجد :

$$S^2 = \frac{18}{15-1} = \frac{18}{14} = \mathbf{1.28}$$

كما يمكن أيضا في هذه الحالة إيجاد قيمة التباين من المعادلة الاتية :

$$\boldsymbol{s^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n} f_i * x_i^2 - \frac{(\sum_{i=1}^{n} f_i x_i)^2}{\sum_{i=1}^{n} f_i}}{\sum_{i=1}^{n} f_i - 1}}$$

نطبق المعادلة على المثال السابق:

1- حساب مجموع القيم * تكرارها و مربع كل قيمة * تكرارها و إيجاد مجموع المربعات.

العلامات x	التكرارات f	$f * x$	x^2	$f * x^2$
2	1	2	4	4
3	4	12	9	36
4	6	24	16	96
5	2	10	25	50
6	2	12	36	72
المجموع	**15**	**60**		**258**

بالتعويض في المعادلة أعلاه ، بحيث :

$\sum_{i=1}^{n} f_i x_i = 60$ ، $\sum_{i=1}^{n} f_i = 15$ ، $\sum_{i=1}^{n} f_i * x_i^2 = 258$

نجد ان التباين s^2 يساوي:

$$s^2 = \frac{258 - \frac{(60)^2}{15}}{15-1} = \frac{18}{14} = \mathbf{1.28}$$

الانحراف المعياري S = الجذر التربيعي للتباين . $S = \sqrt{\text{التباين}}$.

$$S = \sqrt{S^2} = \frac{\sum_{i=1}^{n} f_i * x_i^2 - \frac{(\sum_{i=1}^{n} f_i x_i)^2}{\sum_{i=1}^{n} f_i}}{\sum_{i=1}^{n} f_i - 1} = \sqrt{1.28} = \mathbf{1.13}$$

$$S = \mathbf{1.13}$$

<u>5-معامل الاختلاف:</u> هو النسبة المئوية بين الانحراف المعياري والمتوسط الحسابي ويستخدم لمقارنة تشتت مجموعتين او الأكثر من القيم اذا كانت تختلف في متوسطها الحسابي او تختلف في وحدة القياس. فكلما كان معامل الاختلاف لمجموعة او عينة اكبر من معامل الاختلاف المجموعة او العينة الأخرى دل ذلك على ان المجموعة التي معامل الاختلاف لها اكبر تكون اكثر تشتتا من الأخرى. و يتم حسابه من العلاقة:(الكاف, 2014, ص 217)

معامل الاختلاف C.V $=$ $\frac{\text{الانحراف المعياري} \times 100}{\text{المتوسط الحسابي}}$.

$$c.v = \frac{s}{\bar{x}} \times 100\%$$

حيث: s الانحراف المعياري للبيانات. ، $\bar{x}$ المتوسط الحسابي للبيانات.

مثال : في دراسة للمقارنة بين مجموعتين ، تم الحصول على البيانات الاتية:

	المتوسط الحسابي	الانحراف المعياري	الربيع الاول	الربيع الثالث
المجموعة 1	8.62	3.37	5.25	11.75
المجموعة 2	7.9	3.84	4.75	11.25

المطلوب تحديد المجموعة الأكثر تشتتا؟

<u>الحل:</u> المقياس الاحصائي المناسب الذي يبين أي المجموعتين اكثر تشتتا هو معامل الاختلاف.

1- إيجاد معامل الاختلاف المعياري لكل مجموعة و الذي يعطى من العلاقة:

$$c.v = \frac{s}{\bar{x}} \times 100\%$$

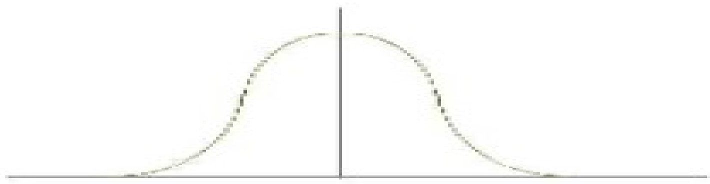
معامل الاختلاف C.V 1 = $\frac{\text{الانحراف المعياري}\times 100}{\text{المتوسط الحسابي}} = \frac{100\times 3.37}{8.62} =$ 39.09 %

معامل الاختلاف C.V 2 = $\frac{\text{الانحراف المعياري}\times 100}{\text{المتوسط الحسابي}} = \frac{100\times 3.84}{7.9} =$ %48.60

من نتائج معاملات الاختلاف المعيارية للمجموعتين يتضح ان معامل الاختلاف المعياري للمجموعة الأولى (%39.09) اصغر من معامل الاختلاف المعياري للمجموعة الثانية(%48.60). و منه فالمجموعة الثانية اكثر تشتتا من المجموعة الاولى .بمعنى ان قيم المجموعة الثانية اكثر تشتتا و بعدا عن متوسطها الحسابي من قيم المجموعة الاولى

6- التوزيع الطبيعي(الاعتدالي): NORMAL DISTRIBUTION or NORMAL CURVE or GAUSSIAN DISTRIBUTION

التوزيع الاعتدالي أو المنحنى الطبيعي أو توزيع GAUSS هو منحنى يشبه الجرس، ومعظم المتغيرات المستمرة تتبع بشكل أو بآخر هذا التوزيع خاصة عند وجود عدد مفردات كبير (اكبر من 30 مفردة) . فعندما تكثر القيم المختلفة للتوزيعات التكرارية يقترب المضلع التكراري من المنحنى التكراري ،حتى نصل في النهاية الى المنحنى التكراري الاعتدالي المبين في الشكل التالي:



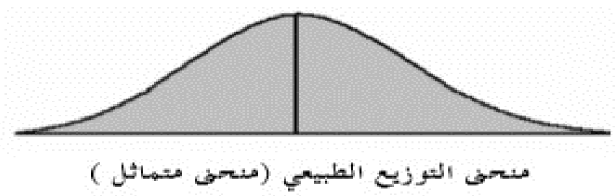
الشكل(7) يمثل المنحنى التكراري الاعتدالي

وهناك العديد من هذه الظواهر التي تتبع هذا النظام التكراري في توزيع البيانات الخاصة بها، وكلما كان عدد البيانات كبيرا كلما اقتربنا أكثر من التوزيع الطبيعي (غانم, 2008, ص 81). ويستخدم هذا التوزيع في كثير من التجارب الصناعية واختبارات الجودة وله استخدامات واسعه في اختبارات الفروض والعينات الكبيرة وتوزيعات المعاينة وغيرها. ويعتمد رسم المنحنى الاعتدالي على التوزيع التكراري للبيانات سواء تم التعامل معها بشكلها خام أو تحويلها إلى درجات معيارية حيث يرسم محور افقي لتثبيت القيم المستقلة ومحور عمودي للقيم المتغيرة (التكرارات) ثم نقوم بتعيين الاحداثيات النقطية لكل قيمة والتكرار المقابل لها، وبعدها نقوم برسم المنحنى الاعتدالي حسب القيم الخام.(الكناني, 2014, ص 56).

1-خصائص التوزيع الاعتدالي(الطبيعي):

- يمتد من كلتا الجهتين إلى ما لانهاية دون ان يمس المحور الأفقي حيث تتجمع معظم القيم (الدرجات) في المنحنى الطبيعي حول متوسط التوزيع اين تقع قمة التوزيع، ومع زيادة المسافة عن المتوسط (من الجهتين) تقل تكرارات الدرجات وينحدر المنحنى ليقترب من المحور الافقي عند طرفيه.
- التوزيع الاعتدالي له قمة واحدة وهذا طبعا يعطينا استنتاج بان له منوال واحد يساوي المتوسط ويساوي الوسيط فنجد أن قيمة الوسط الحسابي والوسيط والمنوال هي نفسها x = Med = Mo ، حيث تكون كلها في نقطة واحدة عند منتصف التوزيع.

- المنحنى الاعتدالي شكله يشبه الجرس وهو متماثل تمامًا حول قيمة واحدة،وهي المنوال والوسيط والمتوسط؛ تتناقص الأرقام بانتظام عندما نبتعد عن محور التماثل هذا في كلا الاتجاهين. ، بالإضافة أيضا الى انه اذا اسقطنا عمودا من قمته الى المحور الافقي ، فهو يقسم المنحنى الى نصفين متماثلين و متطابقين تماما و تكون مساحة كل قسم تساوي 50 % من المساحة الكلية تحت المنحنى.



الشكل(8) يمثل تماثل المنحنى التكراري الاعتدالي

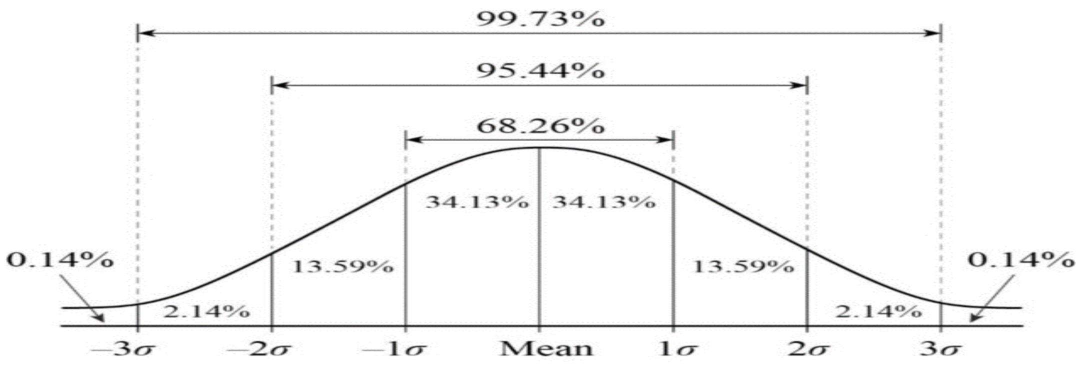
- تتوزع البيانات في التوزيع الطبيعي كمايلي:

بين($\pm 1\sigma$) انحراف معياري تقع (68 . 26 %) من البيانات.

بين($\pm 2\sigma$) انحراف معياري تقع (95 . 44 %) من البيانات.

بين($\pm 3\sigma$) انحراف معياري تقع (99 . 73 %) من البيانات.

- كماهو مبين في الشكل التالي:



الشكل (9)يمثل توزع البيانات تحت المنحنى التكراري الاعتدالي

- طرفا المنحنى الاعتدالي متقاربان مع المحور الافقي بمعنى انهما لا يمسان المحور الافقي مهما كان امتداده أي ان طرفيه غير متوازيين مع المحور و لكنهما لا يلتقيان معه.
- من اهم خواص المنحنى الاعتدالي ان نقطتي الانقلاب للمنحنى هما النقطتان اللتان يتغير عندهما اتجاه المنحنى تقعان على بعد ± 1 انحراف معياري من المتوسط الحسابي.(فهمي, 2005, ص 270)

لكن عندما تكون عينة الدراسة التي تم تطبيق الاختبار عليها غير ممثلة للمجتمع الذي سحبت منه ، فإن احكامنا لا تكون صحيحة لأننا ننسب مستوى الطالب الى اطار لا يمثل جميع الطلبة. ومنه كان حري بنا ان نضبط المنحنى الدال

على جميع الافراد الذين اشتققنا منهم تلك العينة ليصبح حكمنا حكما صحيحا و صالحا، ولن نستطيع المقارنة بين التوزيعات التكرارية المختلفة ونسبها الى اصلها الاعتدالي الا اذا امكننا ان نعدل درجات التوزيع التكراري الاعتدالي حتى تصبح درجاته معيارية صالحة للمقارنة من خلال الحصول على التوزيع الاعتدالي المعياري الذي كل درجاته معيارية .

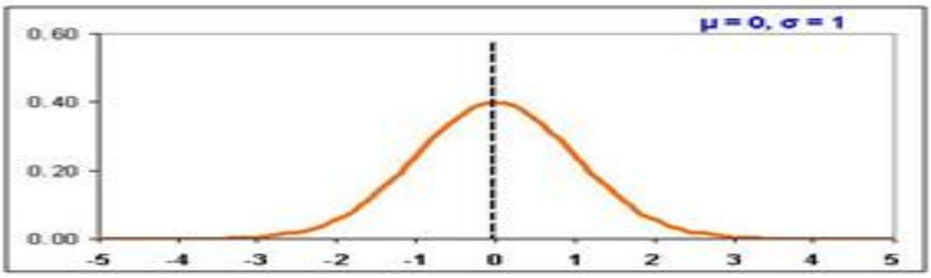
والدرجة المعيارية عبارة = $\frac{\text{الدرجة الخام} - \text{المتوسط الحسابي}}{\text{الانحراف المعياري}}$ = $Z = \frac{X-\bar{X}}{S}$.

مثال: اذا كانت لدينا مجموعة اوزان لعينة من الطلبة تتوزع اعتداليا بمتوسط حسابي $\bar{X} = 62$ و تباين $S^2 = 36$.

المطلوب إيجاد الدرجات المعيارية المقابلة للاوزان الاتية : $X_3=70$ - $X_2=54$ - $X_1=64$

$x\ i$	$Z = \frac{X-\bar{X}}{S}$	Z
64	$Z = \frac{64-62}{6}$	0.33
54	$Z = \frac{54-62}{6}$	-1.33
70	$Z = \frac{70-62}{6}$	+1.33

وهكذا يمهد لنا هذا التعديل صياغة جميع درجات التوزيع التكراري الاعتدالي صياغة تجعلها كلها درجات معيارية ويسمى في هذه الحالة التوزيع الاعتدالي المعياري متوسطه الحسابي يساوي الصفر وانحرافه المعياري يساوي الواحد الصحيح.



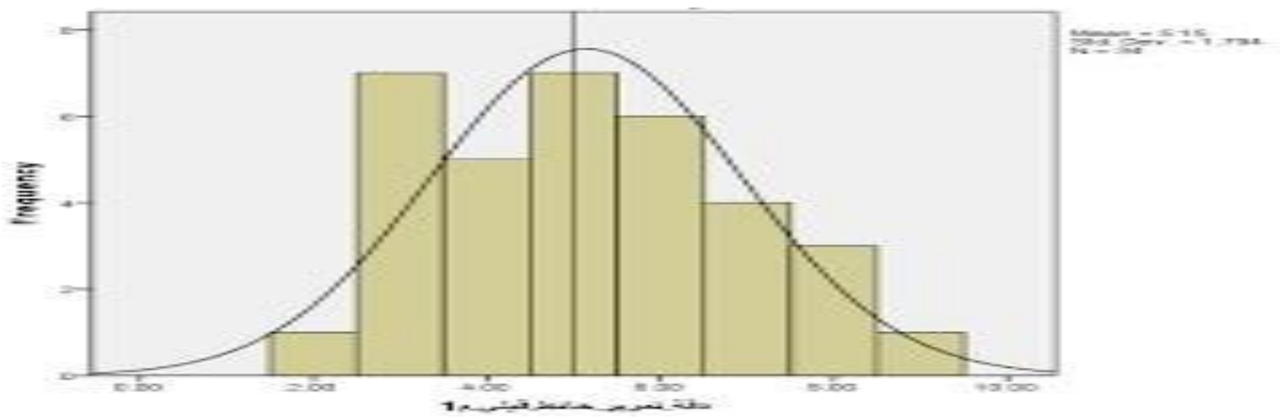
الشكل(10) يمثل المنحنى الاعتدالي المعياري

وعندما نريد ان نقارن التوزيعات التكرارية المختلفة بالتوزيع الاعتدالي المعياري والذي تم الاتفاق على ان يكون هو الاطار الذي نرجع اليه عند اجراء المقارنات، تواجهنا صعوبة اختلاف عدد الدرجات او عدد الافراد من توزيع الى اخر ولذلك نلجأ الى تحويل التكرارات الى تكرارات نسبية وذلك بقسمة كل تكرار على مجموع التكرارت حتى تصبح جميع التكرارات نسب عشرية و يصبح مجموعها مساوي للواحد الصحيح.(السيد, 1979, ص 217–218)

2-الكشف عن التوزيع الاعتدالي(الطبيعي). إن الكشف عن اعتدالية التوزيع خاصية هامة من خصائص الإحصاء الوصفي يساعدنا على الاختيار بين احد الأسلوبين في عملية التحليل والاستدلال الإحصائي، وهما الإحصاء البارامتري والإحصاء اللابالرامتري. فإذا كان التوزيع معتدلا فان التحاليل الإحصائية تكون وفق الإحصاء البارامتري ، أما إذا كان التوزيع غير معتدل أي حر فان التحاليل الإحصائية تكون وفق الإحصاء اللابارامتري **(بوحفص, 2013, ص 95)**. وللتأكد من ان البيانات تتوزع اعتداليا يوجد العديد من الطرق من أهمها:

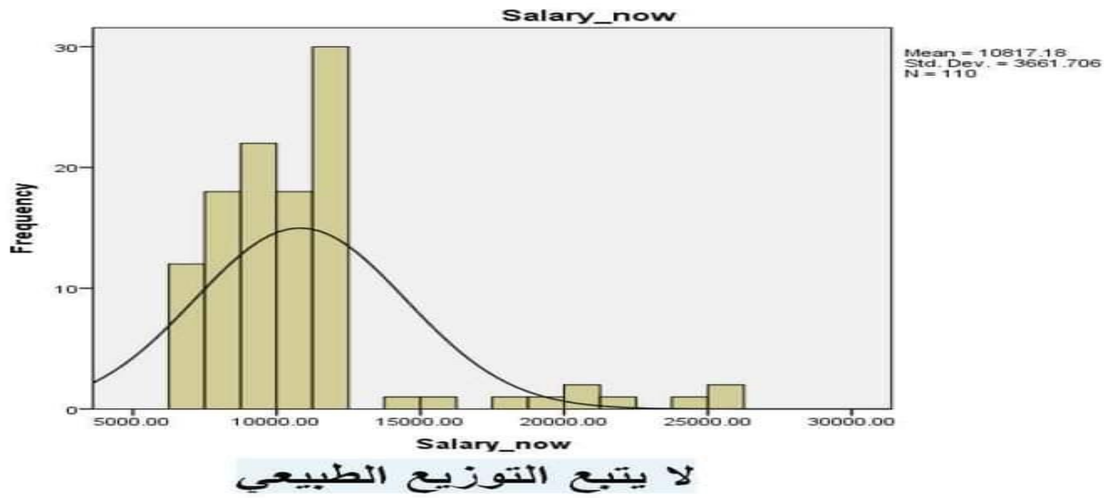
- **الاعتماد على الاشكال البيانية :** إن الفحص الأولي للبيانات باستخدام الرسوم البيانية أو الإحصائيات البسيطة يجعل من الممكن التعرف على ما إذا كانت البيانات تتبع التوزيع الطبيعي ام لا. وانطلاقا من ان منحنى التوزيع الطبيعى متماثل حول المتوسط الحسابي لذا فان فكرة الأشكال البيانية ستعتمد على مفهوم التماثل عن طريق اسقاط عمود من قمة المنحنى المراد اختبار اعتداليته ، ثم البحث فيما إذا كان الجزئين المقسم اليهما الشكل متساويان ام لا . فاذا كانا متساويان (يوجد تماثل حول العمود) هذا يعني ان البيانات تتوزع اعتداليا . اما اذا كانا غير متساويين هذا يعني ان البيانات لا تتوزع اعتداليا . حيث يقال بأن التوزيع متماثل عندما يتطابق نصفا شكل المنحنى عند محور عمودي لكن عندما لا يتطابق جانبا التوزيع يقال عنه ملتويا، فعندما يكون الالتواء باتجاه اليمين يقال عنه توزيع موجب الالتواء، ويحصل ذلك إذا كان المتوسط الحسابي اكبر من الوسيط، أما عندما يكون الالتواء باتجاه اليسار فعندها يدعى بالتوزيع سالب الالتواء، وهو الحالة التي يكون فيها المتوسط الحسابي اقل من الوسيط.**(البلداوي, 2007, ص 159)**. ومن أجل التحقق بصريًا مما إذا كانت البيانات تتبع التوزيع الطبيعي، فمن الممكن استخدام المدرج التكراري و Boxplot والرسوم البيانية Q-Q:

1-المدرج التكرارى : يمكننا رسم البيانات باستخدام المدرج التكراري ومعرفة ما إذا كانت تتناسب مع التوزيع الطبيعي ام لا .فإذا كانت البيانات في المدرج التكراري ملتوية نحو اليمين أو نحو اليسار نستطيع القول ابتداء أن توزيع البيانات لا يحترم التوزيع الطبيعي.



الشكل (11) يمثل المدرج التكراري لبيانات تتوزع اعتداليا

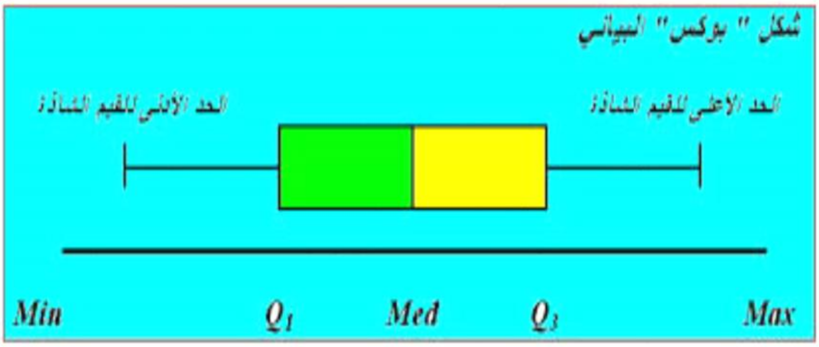
نلاحظ من الرسم البياني أعلاه ، ان البيانات متمركزة ويبدو أنها تتناسب مع منحنى التوزيع الطبيعي.



الشكل (12) يمثل المدرج التكراري لبيانات لا تتوزع اعتداليا.

بينما في الرسم البياني أعلاه ، البيانات أكثر تشتتًا وتنحرف بقوة أكبر عن التوزيع الطبيعي . و هي ملتوية نحو اليمين.

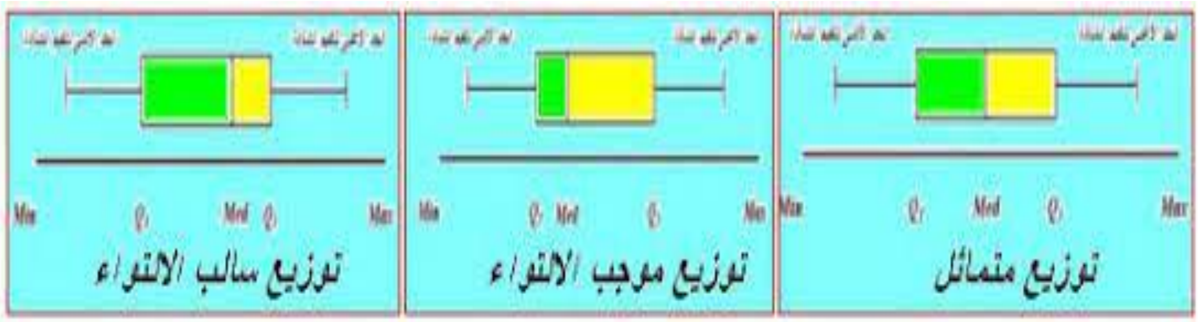
.2- **الصندوق"بوكسBoxplot:** الصندوق"بوكس" البياني هو صندوق يشبه المستطيل، يمثل توزيعا تجريبيا باستخدام الحد الأدنى والحد الأقصى والوسيط والربيع الأول (Q1) والربيع الثالث (Q3). بداية حافته اليسرى هو الربيع الأول Q1 ونهاية حافته اليمنى هو الربيع الثالث Q3 ، ويقسم الربيع الثاني Q2 (الوسيطMed)المستطيل إلى جزأين، ويخرج من كل حافة من حافتيه شعيرة، والشكل التالي يبين رسمة "بوكس" البياني:



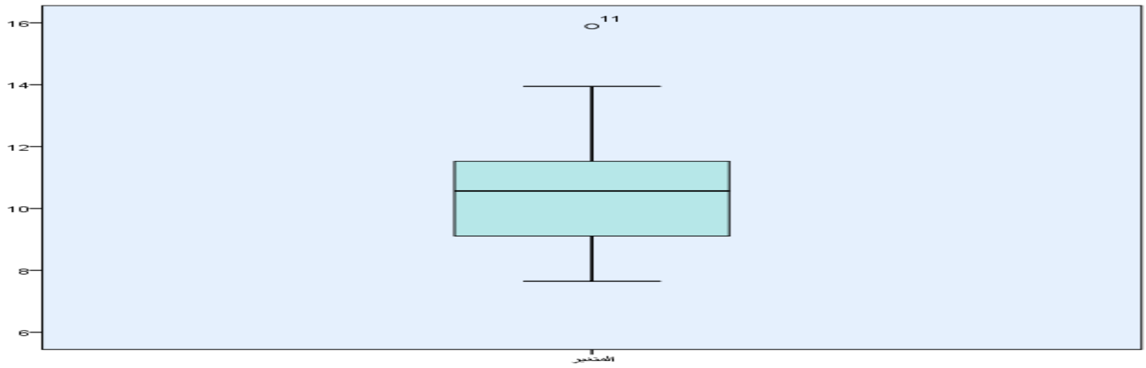
الشكل (13) يمثل الصندوق بوكسBoxplot

يسمح لنا Boxplot بمراقبة القيم المتطرفة ، وأيضا الحصول على فكرة عن تماثل التوزيع. إن تماثل التوزيع لا يؤكد الاعتدالية ، ولكن التوزيع الطبيعي متماثل بالضرورة. يقال إن مخطط الصندوق متماثل عندما يكون موضع الوسيط في منتصف مخطط الصندوق ويكون هناك تناظر في الشعيرات. أي تكون البيانات متماثله اذا كان البعد بين الربيع الأدنى والوسيط يساوى البعد بين الربيع الأعلى والوسيط. أي ان الوسيط Med يقع في المنتصف على بعد متساوي من الرباعيين Q1 , Q3 ، اما إذا كان الوسيط Medأقرب إلى الربيع الأول Q1من الربيع الثالث Q3كان التوزيع موجب

الالتواء ، وأما إذا كان الوسيط Med أقرب إلى الربيع الثالث Q3من الربيع الأول Q1كان التوزيع سالب الالتواء . ويظهر ذلك كما في الشكل التالي:

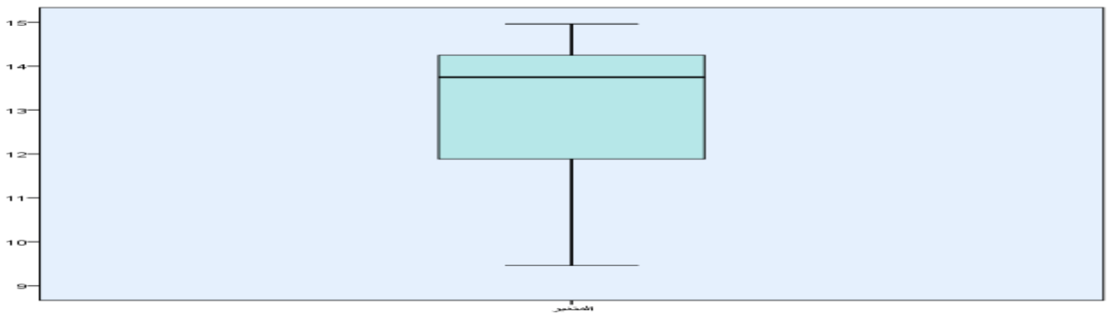


الشكل (14) يمثل تفسير الصندوق بوكسBoxplot في حالاته المختلفة.



الشكل (15) يمثل تفسير " الصندوق بوكسBoxplot مثال 1.

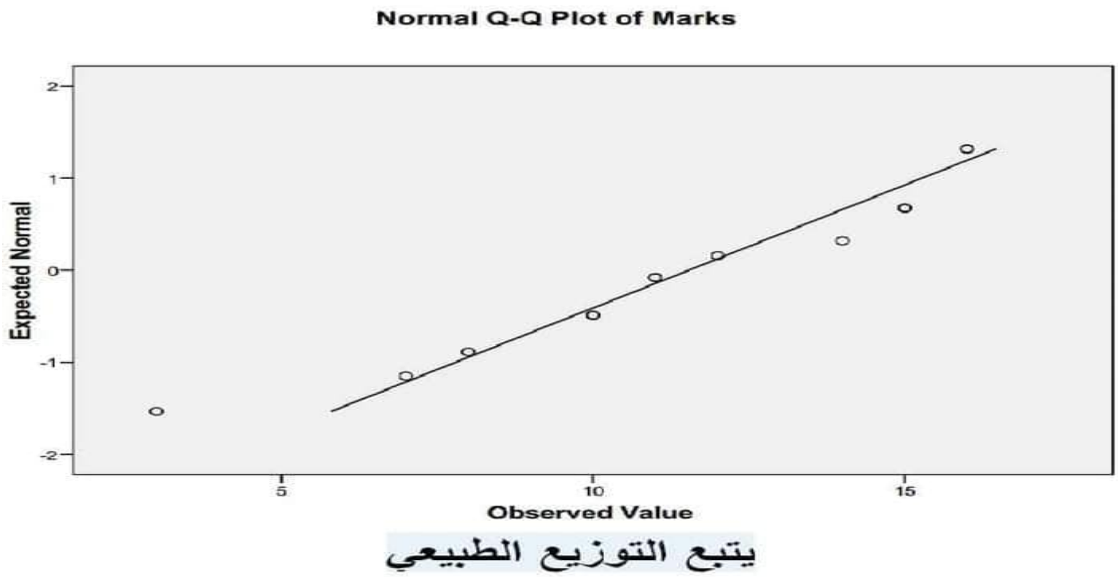
نلاحظ في الشكل اعلاه أن الوسيط يقع قليلاً في الجزء العلوي من مخطط الصندوق وأن الحد الأدنى والحد الأقصى غير متماثلين قليلاً. هناك أيضًا قيمة منفصلة تمامًا عن الآخرين ويمكن أن تكون متطرفة ومنه فالبيانات لا تتوزع اعتداليا.



الشكل (16) يمثل تفسير الصندوق بوكسBoxplot مثال 2.

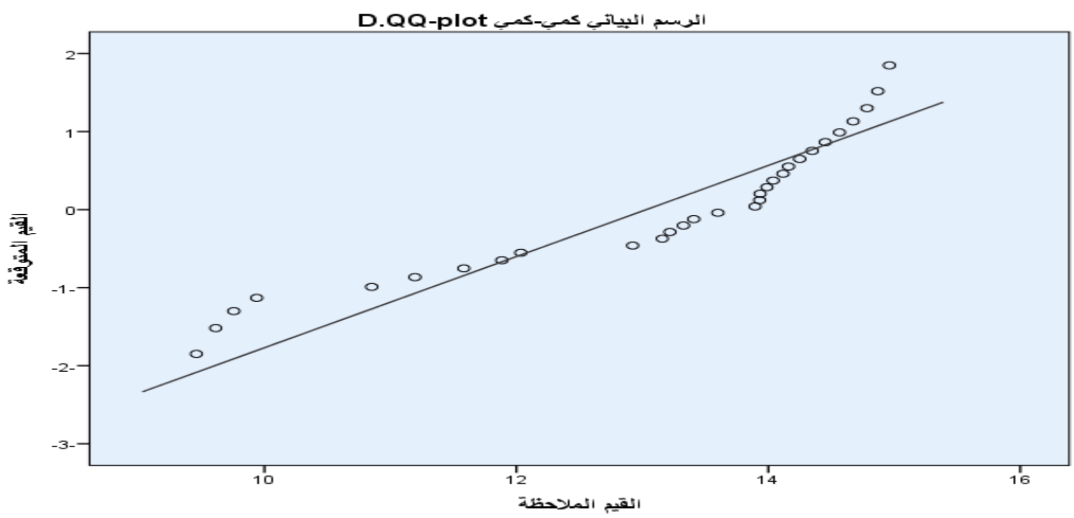
بينما في الشكل أعلاه ، يقع الوسيط عند النهاية العليا لمخطط الصندوق وتكون الشعيرات منحرفة بشدة. وبالتالي فالبيانات بعيدة لا تتوزع اعتداليا.

3- الرسم :Normal Q-Q plot : يعد "المخطط الكمي الكمي" أو "مخطط Q-Q" أداة بيانية لتقييم مدى ملاءمة توزيع معين لنموذج نظري. فإذا كانت النقاط قريبة من الخط الموجود في المنتصف، فهذا يعني أنها موزعة توزيعاً طبيعياً،



الشكل (17) يمثل تفسير :Normal Q-Q plot مثال 1

أما إذا كانت بعيدة عنه أو متراكمة في ناحية واحدة، فهذا يعني أن البيانات لا تتوزع توزيعاً طبيعياً.



الشكل (18) يمثل تفسير :Normal Q-Q plot مثال 2

كلما اقتربت البيانات (النقاط) من الخط، كلما قيل أن التوزيع طبيعي. البيانات في المثال 1 قريبة من الخط وبالتالي فهي تتوزع اعتداليا بينما في المثال 2 العديد من البيانات بعيدة الخط وبالتالي فهي بعيدة عن الاعتدالية..

- **الاعتماد على بعض المقاييس الإحصائية(معامل الالتواء و معامل التفرطح).**

يمكن التحقق من اعتدالية التوزيع بواسطة الالتواء والتفرطح، حيث الالتواء يعني نقص التماثل في التوزيع التكراري بوجود ذيل طويل ناحية اليمين أو اليسار للمنحني ويسميان التواء موجب وسالب على الترتيب، أما التفرطح فيقيس ارتفاع هضبة التوزيع هل هي أقصر أم أطول من المنحني الاعتدالي وكذلك الأطراف، وإذا كان التوزيع التكراري للمتغير له التواء (و/أو) تفرطح كبير (موجب أو سالب) مقارنة بالخطأ المعياري يقال أن التوزيع يبتعد عن الاعتدالية، وكقاعدة يمكن القول أنه إذا كان الالتواء (و/أو) التفرطح أكثر مرتين ونصف من الخطأ المعياري لنفس الإحصاءة فإن فرض الاعتدالية منتهك**(غانم, 2008, ص 91–92)**. بينما اتجاه اخر يرى انه عندما تصل قيمة معامل الالتواء الى أكبر من ± 1 يكون التوزيع شديد الالتواء، وأن معامل الالتواء يمتد بالمنحنى الاعتدالي حتى ± 3 أما عندما تقل قيمة معامل الالتواء عن 1 $\pm$فمعنى ذلك أن التوزيع أقرب للاعتدالية. في حين إذا كان معامل التفرطح أقل من 3 دل ذلك على أن المنحنى متفرطح، بينما لو زاد معامل التفرطح عن 3 دل ذلك على أن المنحني مدبب، بينما لو كان معامل التفرطح يساوي 3 كان المنحني اعتدالي **(قادري & مرتاب, 2019, ص 66)**. ويمكن قياس معامل الالتواء بعدة طرق من أهمها طريقة بيرسون وهي مبنية على العلاقة بين المتوسط والوسيط والمنوال، عندما يكون التوزيع قريب من التماثل وليس شديد الالتواء.

قانون بيرسون 1 : معامل الالتواء $(\alpha_1)=\dfrac{3(\text{المتوسط الحسابي}-\text{الوسيط})}{\text{الانحراف المعياري}}$

$$\alpha_1=\frac{3(\bar{X}-Med)}{S}$$

حيث أن α ألفا :معامل الالتواء "لبيرسون . $\bar{X}$: المتوسط الحسابي . Med : الوسيط. S: الانحراف المعياري،

كما يمكن إيجاد قيمة معامل الالتواء من العلاقة التالية:

قانون بيرسون 2 : معامل الالتواء $(\alpha_2)=\dfrac{(\text{المتوسط الحسابي}-\text{المنوال})}{\text{الانحراف المعياري}}$

$$\alpha_2=\frac{(\bar{X}-Mo)}{S}$$

حيث أن α ألفا :معامل الالتواء "لبيرسون . $\bar{X}$: المتوسط الحسابي . Mo : المنوال. S: الانحراف المعياري،

و في هذه الحالة قيمة معامل الالتواء تتراوح مابين -3 و +3. وتبقى القيم التي نحصل عليها من هذه المعادلات تقريبية ، والمعادلة الأكثر دقة التي تتوافق نتائجها مع برنامج SPSS هي المعادلة التي صيغتها كالتالي:

$$\alpha = \frac{N * \sum_{i=1}^{n}\left(\frac{x_i - \overline{x}}{S}\right)^3}{(N-1)(N-2)}$$

حيث أن α ألفا :معامل الالتواء . $\overline{x}$: المتوسط الحسابي . N : حجم العينة. S: الانحراف المعياري، و في هذه الحالة قيمة معامل الالتواء تتراوح مابين 1- و 1+ . *(Vérifier la normalité des données.)*

كما توجد معادلة أخرى لمعامل الالتواء عندما لا تتوفر قيمة الانحراف المعياري و التي صيغته كالتالي :

$$\text{معامل الالتواء الربيعي} = \frac{\text{الربيع الثالث} + \text{الربيع الاول} - 2\text{الوسيط}}{\text{الربيع الثالث} - \text{الربيع الاول}}$$

$$\alpha = \frac{(Q_3 - Q_2) - (Q_2 - Q_1)}{(Q_3 - Q_1)} = \frac{Q_3 + Q_1 - 2Med}{(Q_3 - Q_1)}$$

حيث : Q_1 : الربيع الأول $(Med)Q_2$: الربيع الثاني (الوسيط) Q_3 : الربيع الثالث.

و في هذه الحالة قيمة معامل الالتواء تتراوح مابين 1- و 1+ . (الشربيني, 2007, ص 120)

مما سبق يكون توزيع البيانات معتدلا تماما إذا كان معامل الالتواء يساوي صفر ، و لكن معامل الالتواء وحده لا يكفي للحكم على اعتدالية التوزيع ، فمعامل الالتواء يبين لنا فقط مدى تناظر المنحنى حول المتوسط الحسابي ام لا. غير أن التوزيع المعتدل يتميز أيضا بخاصية التفرطح حيث يكون في نفس الوقت معامل التفرطح يساوي 3 أو قريب منه. فقد تجد منحنيات متناظرة يكون التواءها يساوي صفر ، و لكن في نفس الوقت غير اعتدالية ، و قد تكون متناظرة فعلا من حول المتوسط الحسابي و لكنها مدببة أو مفلطحة (ابويوسف, 2000, ص 71).

و يمكن أن نخلص إلى القول بان التوزيع المعتدل يتميز بخاصية التناظر حول المتوسط الحسابي وبارتفاع محدود يساوي 3 ، فهذان المعياران (الالتواء =0 والتفلطح =3) أساسيان للحكم على اعتدالية التوزيع . و كل توزيع لا يتوفر فيه المعياران معا يسمى توزيع حر (بوحفص, 2013, ص 96).

و يمكن حساب معامل التفرطح من المعادلة الاتية:

$$k = \frac{N(N+1) * \sum_{i=1}^{n}\left(\frac{x_i - \overline{x}}{S}\right)^4 - \frac{3(N-1)^2}{(N-2)(N-3)}}{(N-1)(N-2)(N-3)}$$

حيث أن k:معامل التفرطح $\overline{x}$: المتوسط الحسابي . N : حجم العينة. S: الانحراف المعياري،

(*Vérifier la normalité des données*)

وهي المعادلة الأكثر دقة التي تتوافق نتائجها مع نتائج برنامج SPSS . ويمكن الحكم على شكل التفلطح ، كما يلي :

- إذا كان k معامل التفلطح = 3 ($k = 3$) دل ذلك على أن المنحنى معتدل التفرطح. وهو الشكل الذي تكون تكرارات أغلب الفئات ضعيفة , ما عدا تكرارات الفئات الوسطى والتي تكراراتها أكبر بقليل من تكرارات بقية الفئات .
- إذا كان k معامل التفلطح > 3 ($k < 3$) دل ذلك على أن المنحنى مفرطح. وهو الشكل الذي تأخذ فيه فئات وسطى كثيرة تكرارات متساوية , بينما تأخذ الفئات السابقة واللاحقة تكرارات اقل .
- إذا كان k معامل التفلطح < 3 ($k > 3$) دل ذلك على أن المنحنى مذبب. وهو الشكل الذي تأخذ فيه فئات وسطى قليلة تكرارات عالية , بينما تأخذ الفئات السابقة واللاحقة تكرارات ضعيفة جدا **(منصور& صبري, 2000, ص 164).**

كما يمكن حساب معامل التفلطح من المعادلة :

$$\text{معامل التفلطح الربيعي} = \frac{\text{نصف المدى الربيعي}}{\text{المئيني } \mathbf{90} - \text{المئيني } \mathbf{10}}$$

$$\boldsymbol{KQ} = \frac{\frac{\mathbf{1}}{\mathbf{2}}(\mathrm{Q}_3 - Q_1)}{\mathrm{P}_{90} - P_{10}}$$

حيث : $\mathrm{Q}_3 - Q_1$ على التوالي : الربيع الأول - الربيع الثالث. ، $\mathrm{P}_{90} - P_{10}$ على التوالي : المئيني **10** – المئيني **90**

في هذه الحالة نقوم بمقارنة معامل التفرطح المتحصل عليه بالقيمة 0.263 وهي قيمة تفرطح المنحنى الطبيعي. **(الشربيني, 2007, ص 120)**

- **الاعتماد على الاختبارات الإحصائية (كولموغروف و سميرنوف - شابيرو وويلك).**

يمكن الكشف عن اعتدالية أي توزيع كما راينا من خلال الرسوم البيانية او حساب معاملي الالتواء والتفلطح (التفرطح)، يمكن ذلك أيضا من خلال الاختبارات الإحصائية مثل اختبار $\boldsymbol{\chi}2$ (كا2) لحسن المطابقة ، واختبار كولموغروف -سميرنوف le test de Kolmogorov-Smirnov لحسن المطابقة. بالإضافة الى مقياس ، Shapiro-Wilk.

إن اختبار Kolmogrov-Smirnov يحدد جيدا التوزيع على أنه غير اعتدالي عندما يكون التوزيع موضع الاهتمام ملتوي (له التواء) حتى ولو كان بسيطا، أي أن هذا الاختبار أكثر حساسية لمعامل الالتواء، حتى ولو كان معامل الالتواء صغيرا وغير دال إحصائيا، إلا أنه يعاب عليه أنه أقل تمييزا للتوزيع غير الاعتدالي عندما يكون مفرطحا أو مدببا (عدم حساسيته للتفرطح) **(قادري & مرتاب, 2019, ص 67).**

الفصل الثاني: الأساليب الإحصائية لاختبار الفرضيات الارتباطية

المحتويات	
➢ 1-معنى الارتباط.	
➢ 2-اختيار الأساليب الإحصائية حسب الإشكالية والفرضيات.	
➢ 3-الأساليب الإحصائية البارامترية.	Paramétrique
• معامل الارتباط بيرسون	**Pearson corrélation coefficient**
• معامل الارتباط الثنائي الأصيل	**Point Bi- sérial corrélation coefficient**
• معامل الارتباط الثنائي	**Bi- sérial corrélation coefficient**
• الانحدار الخطي البسيط	**Linear régression**
➢ 4-الأساليب الإحصائية اللابارامترية	Non-Paramétrique
• معامل الارتباط سبيرمان للرتب	**Spearman corrélation coefficient**
• معامل الاقتران فاي الأصيل	**Phi Coefficient**
• معامل التوافق	**Contingency Coefficient**
• معامل كرامر V	**Cramér's V Coefficient**

1-معنى الارتباط:

تهتم البحوث الاجتماعية بدراسة العلاقة بين متغيرين أو أكثر، فينصب اهتمام الباحث على معرفة إجابات عن الأسئلة: هل توجد علاقة بين المتغيرين؟ وما هو شكلها إن وجدت؟ وما هي شدتها ؟ وما هو اتجاهها ؟ ويوفر تحليل الارتباط وسيلة للاستدلال على قوة العلاقة بين متغيرين أو أكثر ، فعند دراسة العلاقة بين متغيرين او اكثر ، نسعى عادة لمعرفة قوة الارتباط بينهما او اتجاهه من خلال حساب قيمة معامل الارتباط ، ويرمز الى هذا المعامل بالرمز **r** وهو قيمة رياضية تبين درجة هذه العلاقة. فأبسط الدراسات الارتباطية هي التي تصف العلاقة بين متغيرين على الأقل ، حيث في مثل هذه الدراسات لا يمكن التمييز بين متغيرات مستقلة وأخرى تابعة. بل إن التركيز يكون دائما على قوة واتجاه العلاقة بين المتغيرات. ويعبر عن درجة العلاقة بين المتغيرات بمعامل الارتباط، الذي يعني أن درجات متغير ما ترتبط بدرجات متغير آخر. فإذا قلنا مثلا إن هناك علاقة موجبة بين الذكاء والمستوى التحصيلي، فإن ذلك يعني أن الأفراد الذين يحصلون على درجات مرتفعة في أي من المتغيرين يحصلون على درجات مرتفعة في المتغير الآخر. وعند وصف العلاقة بين متغيرين في البحوث الارتباطية يجب عدم الخلط بين العلاقة الارتباطية بين متغيرين والعلاقة السببية أي علاقات العلة والمعلول. فعلاقات العلة والمعلول لا يمكن تحديدها إلا عن طريق البحوث التجريبية. أما البحوث الارتباطية فوظيفتها الأساسية هي الوصول إلى معلومات عن قوة العلاقة بين متغيرين، أو عن التنبؤ بالعلاقات بين المتغيرات. وكلا النوعين من الدراسات الارتباطية (دراسة العلاقة، والدراسة التنبؤية) قد يعطينا مؤشرات حول العلاقات السببية بين المتغيرات، لكنها تظل مؤشرات لا يعتمد عليها في تحديد العلاقة السببية(ابوعلام, 2011, ص 245-246). فمن البداية يجب الاخذ بان وجود ارتباط بين متغيرين لا يعني ان احدهما سببا في وجود الاخر (ابو حطب & صادق, 2010, ص 248)،فقد يكون ارتباطهما نتيجة متغير ثالث ،فمثلا اذا كانت لدينا عينة من الأطفال في عمر معين ، فقد ترتبط درجات الذكاء مع قياسات السلوك الحركي لديهم ، ليس لان السلوك الحركي يرتبط بالذكاء عادة ولكن قد يكون كلاهما قد تأثرا بمتغير ثالث العمر وهو السبب في حدوثهما معا . وبالرغم من ان الدراسات الارتباطية لا تستطيع تحديد أسباب العلاقة الا انها تستطيع اقتراح الأسباب مما يسمح بإجراء دراسات تجريبية مستقبلا (مراد & هادي, 2002, ص 361). ان الارتباط في معناه العلمي الدقيق هو التغير الاقتراني او بمعنى اخر هو النزعة الى اقتران التغير في الظاهرة **A** بالتغير في الظاهرة **B**. والارتباط يلخص البيانات لأي ظاهرتين في معامل واحد ولذا تهدف معاملات الارتباط الى قياس الاقتران القائم بين أي ظاهرتين قياسا علميا احصائيا دقيقا (السيد, 1979, ص 317). ويعرف معامل الارتباط والذي يرمز له بالرمز **r** بأنه عبارة عن مقياس رقمي يقيس قوة الارتباط بين متغيرين او اكثر بمقياس حده الأعلى +1 و حده الأدنى -1 ، وتدل اشارة معامل الارتباط على اتجاه العلاقة بينهما تدل القيمة على قوة العلاقة ، فاذا كانت العلاقة بين المتغيرين مطردة تماما وهي نادرة الحدوث فان معامل الارتباط فيها يساوي +1 واذا كانت العلاقة عكسية تماما وهي أيضا نادرة الحدوث فإنها تتخذ معاملا يساوي -1 وبين هذين الحدين توجد علاقات ارتباطية معامل ارتباطها يساوي كسرا اما موجبا او سالبا على حسب نوع العلاقة وهذه هي اكثر وجودا في مختلف العلاقات بين المتغيرات. حيث تدل إشارة المعامل الموجبة على العلاقة الطردية ، بينما تدل إشارة المعامل السالبة على العلاقة العكسية . كما يمكن اعتبار أن العلاقة ضعيفة إذا كانت قيمة معامل الارتباط أقل من 0.39 , ويمكن اعتبارها متوسطة إذا تراوحت قيمة معامل

الارتباط بين 0.40 إلى 0.69 أما إذا كانت قيمة معامل الارتباط أكثر من 0.70 فتعتبر العلاقة قوية بين المتغيرين. وتنعدم العلاقة عندما يكون معامل الارتباط يساوي صفر.

الجدول (2) يوضح تفسير قيم معامل الارتباط

قيمة معامل الارتباط r	اتجاه و قوة العلاقة
1-	ارتباط عكسي (سالب) تام
من – 0.99 الى – 0.70	ارتباط عكسي (سالب) قوي
من – 0.69 الى – 0.40	ارتباط عكسي (سالب) متوسط
من – 0.39 الى – 0.01	ارتباط عكسي (سالب) ضعيف
0	لا يوجد ارتباط
من + 0.01 الى + 0.39	ارتباط طردي(موجب) ضعيف
من + 0.40 الى + 0.69	ارتباط طردي (موجب) متوسط
من + 0.70 الى + 0.99	ارتباط طردي (موجب) قوي
1+	ارتباط طردي (موجب) تام

المصدر (عميرة, 2014, ص 142)

ويمكن تصنيف فوائد معامل الارتباط في ثلاثة تطبيقات مهمة حيث يستخدم معامل الارتباط في وصف العلاقة بين المتغيرات من حيث القوة والاتجاه حيث يساعدنا في الدراسات السببية بالتالي دراسة العلاقة بين المتغير المستقل والمتغير التابع. كما يستخدم معامل الارتباط في دراسة التكافؤ بين الاختبارات النفسية وفحص الخصائص السيكومترية لأدوات القياس. كما يمكن استخدام معامل الارتباط للتعبير عن قدرة متغير معين على التنبؤ بدرجات متغير آخر يطلق عليه المحك بعد فترة زمنية معينة(ابوعلام, 2011, ص 247). كما تعتبر دراسة الارتباط بين المتغيرات بالغ الأهمية في البحوث العلمية لأنه يعطينا معيارا نستطيع من خلاله اختبار الفرضيات التي وضعناها اثناء الدراسة بحيث يمكننا ان نثبتها او ننفيها نفيا باتا(عميرة, 2014, ص 142). و تتخذ العلاقة الارتباطية بين المتغيرين أحد الشكلين:

- ✓ **علاقة طردية(موجبة):** زيادة قيمة أحد المتغيرين يصاحبها زيادة قيمة المتغير الآخر وكذلك نقصان قيمة أحد المتغيرين يصاحبها نقصان قيمة المتغير الآخر كالعلاقة بين الذكاء والتحصيل الدراسي. او العلاقة بين انتظام حضور التلاميذ الى المدرسة و تحصيلهم الدراسي.
- ✓ **علاقة عكسية(سالبة):** زيادة قيمة أحد المتغيرين يصاحبها نقصان قيمة المتغير الآخر, مثل العلاقة بين معدل دوران العمل والإنتاجية. ويمكن إن تكون العلاقة بالعكس, فنقصان قيمة أحد المتغيرين قد يصاحبها زيادة قيمة المتغير الآخر (فليفل & حمدان, 2011, ص 93).

ان اختيار الأسلوب الاحصائي المناسب لقياس الارتباط ، يتطلب بشكل ضروري تحديد شكل العلاقة المحتملة بين المتغيرين باستخدام التمثيل البياني المناسب. حيث توجد العديد من معاملات الارتباط التي يتم من خلالها تقدير العلاقة بين المتغيرات والتي يعتمد تصنيفها على عدة عوامل من أهمها عدد المتغيرات و طبيعة العلاقة (خطية ، غير

خطية) ونوع المعطيات (كمية ، نوعية) ويمكن حصرها في معاملات الارتباط البارامترية ومعاملات الارتباط اللابارامترية وسوف نتناولها بالتفصيل في المحاضرات اللاحقة.

2-اختيار الأساليب الإحصائية حسب الإشكالية والفرضيات.

إن عملية اختيار الأسلوب المناسب لتحليل البيانات إحصائياً من الأمور التي تلعب دور بارز ا في وصول الباحث إلى النتائج المرجوة والمرغوبة، لذا فعلى الباحث التعرف على أهم المعايير التي تمكنه من الوصول إلى الأسلوب الأفضل في عملية التحليل الإحصائي ، الشيء الذي يتطلب توافر خلفية جيدة لدى الباحث عن محتوى وطبيعة أساليب التحليل الإحصائي للبيانات تساعده في الوصول إلى أفضل خيار من بين الخيارات المختلفة المتاحة، لذا فإن لم يتوافر لدى الباحث المستوى الكافي من الثقافة والمعرفة بأساليب التحليل الإحصائي اللجوء إلى من هم على علم وخبرة ودراية بأهم الأساليب وأفضلها في التحليل الإحصائي. والاختيار يكون ما بين ما يطلق عليه عادة الاساليب البارامترية والاساليب اللابارامترية . لذا فقد سعى بعض الباحثين لاقتراح نموذج لتطوير مهارات التفكير الاحصائي لدى الباحثين ، بالإضافة الى بناء برامج بالحاسب الالي تحدد الاختبار الاحصائي المناسب للباحثين في المجال النفسي و التربوي. و لكن أحيانا يجد هؤلاء الباحثين انفسهم في موقف يتوافر فيه اختباران او اكثر ملائمان لفئة البيانات ، وللاختيار بينها فان الباحث ربما يضع في الاعتبار تلك العوامل المتمثلة في سهولة حساب الاختبار ، مزاياه عن الاختبارات الأخرى، توافر جداول القيم الحرجة الخاصة بالاختبار ، والقوة النسبية للاختبار. ان عملية اختيار الاختبار الاحصائي المناسب تتطلب المزيد من الحنكة و الاهتمام ، فاذا كان الاختيار خاطئا فانه بالتبعية لن تكون هناك افادة كبيرة من البيانات وتكمن الخطورة في التوصل الى استنتاجات غير مقنعة (الدردير, 2006, ص 39). ولدى قبل تحليل البيانات يشترط مراعاة اختيار الأسلوب الاحصائي المناسب الذي يتمتع بقدرة التنبؤ بقيم معالم المجتمع من خلال القيم المناظرة لها من إحصاءات العينة و هو ما يعد من الأمور الاساسية في البحوث التطبيقية. فالإحصاء الاستدلالي يتمتع بأهمية كبيرة في اختبار فرضيات البحث وتعميم النتائج على المجتمع الأصلي الذي أخذت منه العينة ، حيث يخضع اختيار الاختبار الإحصائي الاستدلالي المناسب، بارامتري أو لابارامتري، لمجموعة من المعايير سنتناولها فيما يلي :

1- **طبيعة المتغيرات** : حيث يتم اللجوء الى الأساليب الإحصائية البارامترية في حالة المتغيرات الكمية . بينما يتم اللجوء الى الأساليب الإحصائية اللابارامترية في حالة المتغيرات النوعية.
2- **مستوى القياس ودلالات الأرقام**: يتم اللجوء الى أساليب الإحصاء البارامتري عندما تكون البيانات في المستوى الاسمي او الرتبي ، بينما يتم اللجوء الى أساليب الإحصاء اللابارامتري عندما تكون البيانات في المستوى الفئوي والنسبي (ابو حطب & صادق, 2010, ص 183)
3- **حجم العينة و طريقة اختيارها** : في الأساليب الإحصائية البارامترية يشترط أن تسحب العينة من المجتمع بطريقة عشوائية. بينما في الأساليب الإحصائية اللابارامترية لا يشترط السحب العشوائي للعينة. كما انه من جهة أخرى في الأساليب الإحصائية البارامترية ينبغي أن يكون حجم العينة اكبر من **30**حالة . بينما الأساليب الإحصائية اللابارامترية تصلح للعينات الصغيرة .

4- **طبيعة توزيع البيانات:** في الأساليب الإحصائية البارامترية ينبغي أن تكون توزيعات العينات اعتدالية ويشترط وجود معلومات حول معالم المجتمع بينما في الأساليب الإحصائية اللابارامترية تكون توزيعات العينات حرة ولا يشترط وجود هذه المعلومات عن معالم المجتمع.

5- **الوقت المستغرق** : الأساليب الإحصائية البارامترية أكثر صعوبة وتستغرق وقتا طويلا. بينما الأساليب الإحصائية اللابارامترية أسهل استعمالا وأسرع إنجازا (معمرية, 2022, ص 484–487).

ويمكن تلخيص اهم معايير الاختيار في الجدول التالي:

جدول (3) يوضح معايير المفاضلة بين الإحصاء البارامتري و الإحصاء اللابارامتري

أساليب الإحصاء البارامتري	أساليب الإحصاء اللابارامتري
المتغيرات الكمية	المتغيرات النوعية.
مستوى القياس الفئوي و النسبي.	مستوى القياس الاسمي و الرتبي.
حجم العبنة اكبر من 30 مفردة و اختيارها بطريقة عشوائية	حجم العبنة صغير اقل من 30 مفردة واختيارها لا يشترط العشوائية
تشترط اعتدالية التوزيع للبيانات	لا تشترط اعتدالية التوزيع للبيانات.

ويمكن إضافة معايير أخرى لاختيار الأسلوب الاحصائي المناسب فيما بين أساليب النوع الواحد من الإحصاء كالتالي:

1- **الهدف من البحث او نوع الفرضية** المراد اختبارها(ارتباطية ، فارقية، تنبؤية،............).

2- **عدد المتغيرات** في الدراسة يلعب دور رئيسي في تحديد الأسلوب الاحصائي المناسب لتحليل بيانات الدراسة والتي تساعد الباحث في الوصول إلى أفضل صورة ممكنة من النتائج فإن لكل عدد من المتغيرات أسلوب إحصائي متميز ومختلف لتحليل البيانات.

3- **عدد المجموعات** الخاصة بالبيانات التي يتم إجراء التحليل الإحصائي لها: يمكن أن يتم إجراء التحليل الإحصائي للبيانات المطلوبة لإعداد دراسة بحثية من خلال تقسيم وتصنيف البيانات إلى مجموعات أو التعامل مع كافة البيانات كمجموعة واحدة مما يؤثر على طبيعة ونوع الأساليب المستخدمة في إجراء التحليل الإحصائي، وذلك لأن هناك بيانات تشكل فيما بينها مجموعة واحدة وهناك بيانات تكون مجموعتين وبيانات أخرى تشكل عدد من المجموعات لذا من الطبيعي أن تختلف الأساليب الإحصائية المستخدمة لكل نوع وصنف من المجموعات التي تضم بيانات الدراسة(بوحفص, 2013, ص 32) . و يرتبط اختيار الأساليب الإحصائية بنوع مجموعة البيانات كمايلي:

1–مجموعة واحدة من البيانات: عند تطبيق مقياس واحد على عينة واحدة و تكون لدينا مجموعة واحدة من الدرجات.

2–مجموعتين مستقلتين من البيانات: وجود مجموعتين من الأفراد طبق عليهم مقياس واحد ، فتصبح لكل مجموعة درجات مستقلة.

3-**مجموعتين مترابطتين من البيانات:** وجود مجموعة واحدة من الأفراد طبق عليهم مقياس واحد مرتين قبلي وبعدي، فيكون لكل فرد درجتين و يكون لدين مجموعتين من البيانات مرتبطتين) أو(مجموعة واحدة من الأفراد و طبق على أفرادها اختبارين س و ص ، فيكون لكل فرد درجتين درجة الاختبار س و درجة الاختبار ص) (رحيم, 2022, ص 32).

3-خطوات اختبار الفرضية الارتباطية:

يتضمن **اختبار الفرضية الارتباطية** مجموعة من الخطوات المتسلسلة التي يمكن تلخيصها كما يلي:

1- صياغة الفرضيات:

- الفرضية الصفرية **(H_0)** : تفترض عدم وجود علاقة ارتباطية بين المتغيرين.
- الفرضية البديلة **(H_1)** : تفترض وجود علاقة ارتباطية بين المتغيرين.

2- اختيار مستوى الدلالة (**α**) :عادة ما يتم اختيار مستوى أهمية قدره 0.05 أو 0.01، وهذا يمثل احتمال رفض الفرضية الصفرية عندما تكون صحيحة.

3- جمع البيانات: جمع بيانات المتغيرين المراد اختبار العلاقة بينهما.

4- تحديد الأسلوب الاحصائي المناسب: مثلا اختبار بيرسون للارتباط **(Pearson Correlation):** عندما تكون البيانات كمية تتوزع بشكل طبيعي. او اختبار سبيرمان للارتباط **(Spearman Correlation):** عندما تكون البيانات ترتيبية أو كمية لا تتبع التوزيع الطبيعي.

5- حساب معامل الارتباط: مثلا حساب معامل بيرسون أو معامل سبيرمان باستخدام الصيغ الرياضية أو البرامج الإحصائية.

6- تحديد القيمة الحرجة: استخدام الجداول الإحصائية لتحديد القيمة الحرجة لمعامل الارتباط بناء على مستوى الدلالة **(α)** و درجة الحرية **df** .

7- مقارنة قيمة معامل الارتباط المحسوبة بالقيمة الحرجة.

- إذا كانت قيمة معامل الارتباط المحسوبة أكبر من القيمة الحرجة (القيمة الجدولية) ، نرفض الفرضية الصفرية **(H_0)** ونقبل الفرضية البديلة**(H_1)** ، مما يعني وجود علاقة ارتباطية دالة احصائيا بين المتغيرين.
- اما إذا كانت قيمة معامل الارتباط المحسوبة أقل من القيمة الحرجة (القيمة الجدولية) ، نقبل الفرضية الصفرية**(H_0)** ، مما يعني عدم وجود دليل كاف على وجود علاقة ارتباطية دالة احصائيا بين المتغيرين.

ملاحظة : يمكن استخدام البرامج الإحصائية مثل **SPSS** أو **R** لتسهيل عملية الحساب وتحليل البيانات بدقة أكبر.

3-الأساليب الإحصائية البارامترية.Paramétrique

وتتضمن معامل الارتباط البسيط التتابعي لبيرسون. معامل الارتباط الثنائي الأصيل. معامل الارتباط الثنائي- وتحليل الانحدار الخطي.

1-معامل ارتباط بيرسون Pearson :

ينسب هذا المعامل الى الاحصائي **كارل بيرسون** الذي يرى ان طريقة استخدام الدرجات الخام اكثر صلاحية ودقة عندما يكون عدد الحالات كبيرا .و يعتمد في حساب معامل الارتباط البسيط بين متغيرين على المعادلة الآتية:

$$r = \frac{N\sum x.y \ - \sum x.\sum y}{\sqrt{[N\sum x^2 - (\sum x)^2][N\sum y^2 - (\sum y)^2]}}$$

حيث r = معامل ارتباط بيرسون x = المتغير الأول y = المتغير الثاني N= حجم العينة

ولحساب معامل الارتباط بين متغيرين باستخدام الطريقة المباشرة لبيرسون نتبع الخطوات الآتية:

1- انشاء جدول مساعد يتكون من 6 أعمدة وعدد الصفوف يوافق عدد افراد العينة (انطر النموذج) .

Y^2	X^2	X*Y	درجات المتغير الثانيY	درجات المتغير الأولX	الافراد
					1
					2
					.
					.
					N
$\sum Y^2$	$\sum X^2$	$\sum X*Y$	$\sum Y$	$\sum X$	المجموع $\sum$.

2- نقوم بإيجاد حاصل ضرب المتغيرين X*Y .

3- نقوم بتربيع درجات المتغيرين X^2 - Y^2.

4- نقوم بإيجاد مجموع كل عمود من أعمدة الجدول .

5- التعويض في المعادلة .

و من شروط اللجوء إليه :

- وجود متغيرين كميين(**X-Y**) من مستوى القياس (الفترة أو النسبة).
- التوزيع الاعتدالي لدرجات كلا المتغيرين .(التأكد من ذلك يكون باستخدام جميع الأساليب المتاحة مثل معاملي الالتواء والتفرطح ، اختبار كولموجروف – سميرنوف ، اختبار وليك شابيرو، الرسوم البيانية ......). فإذا لم يتوفر هذا الشرط يتم اللجوء إلى الأساليب اللابارامترية مثل **spearman** للرتب او معامل **Kandell**....... (بوحفص, 2013, ص 15).
- العلاقة الخطية بين المتغيرين فإذا لم يتوفر هذا الشرط يتم اللجوء إلى معامل **Eta** (بوحفص, 2013, ص16). والتأكد من ذلك يكون من خلال لوحة الانتشار وهو التمثيل البياني للعلاقة بين المتغيرين من خلال رصد درجات المتغيرين على المحورين الافقي والعمودي يسمح ذلك بتحديد مدى قوة العلاقة واتجاهها و شكلها (فليفل & حمدان, 2011, ص 91).

إن قوة العلاقة بين المتغيرين (**عندما تكون قيمة r المحسوبة من المعادلة اعلاه قريبة من 1**) لا يعني بأنها دالة إحصائيا ،وللتأكد من الدلالة الإحصائية لمعامل الارتباط بيرسون عند مستوى معين، يجب مقارنة القيمة المحسوبة مع القيمة الجدولية المستخرجة من الجدول النظري لمعامل الارتباط بيرسون (الملحق رقم5) عند درجة الحرية **df=n-2**. فإذا كانت قيمة معامل الارتباط المحسوبة اكبر أو تساوي القيمة الجدولية فهذا يعني أن الارتباط دال إحصائيا. والقرار المتخذ يكون برفض الفرضية الصفرية التي تنفي وجود علاقة ارتباطية ، والقبول بالفرضية البديلة التي تقر بوجود علاقة ارتباطية بين المتغيرين. وبالتالي يمكن التعميم على المجتمع، أما إذا كانت قيمة معامل الارتباط المحسوبة اصغر من القيمة الجدولية فهذا يعني آن الارتباط غير دال إحصائيا. والقرار المتخذ يكون بقبول الفرضية الصفرية التي تنفي وجود علاقة ارتباطية .وبالتالي لا يمكن التعميم على المجتمع بل يبقى معامل الارتباط المحسوب مقتصرا على العينة المدروسة(بوحفص, 2013, ص 13).

مثال: خضع مجموعة من التلاميذ الى اختبارين في الهندسة والجبر و تم الحصول على البيانات الاتية:

درجات الهندسة X	1	2	3	4	5
درجات الجبر Y	**3**	**2**	6	**5**	**4**

المطلوب: اختبار الفرضية الصفرية : لا توجد علاقة دالة احصائيا بين درجات الهندسة ودرجات الجبر عند مستوى الدلالة 0.05 ؟

الحل : المتغيرين درجات الجبر ودرجات الهندسة متغيرين كميين . مع افتراض ان هناك علاقة خطية بين المتغيرين (التأكد من خلال لوحة الانتشار). و بيانات المتغيرين تتوزع اعتداليا.(التأكد من خلال كل الأساليب المتاحة) .

فالأسلوب الاحصائي المناسب هو معامل الارتباط بيرسون الذي معادلته :

$$r = \frac{N\sum x.y \ - \sum x.\sum y}{\sqrt{[N\sum x^2 - (\sum x)^2][N\sum y^2 - (\sum y)^2]}}$$

1-تكوين جدول مساعد:

الافراد	X	Y	X*Y	X^2	Y^2
1	3	6	18	9	**36**
2	4	5	20	16	**25**
3	5	4	20	25	**16**
4	1	3	3	1	**9**
5	2	2	4	4	**4**
المجموع∑.	**15**	**20**	**65**	**55**	**90**

2-بالتعويض في المعادلة السابقة :

$$r = \frac{5 \times 65 - 15 \times 20}{\sqrt{[5 \times 55 - 15^2][5 \times 90 - 20^2]}} = \frac{325 - 300}{\sqrt{50 \times 50}} = \mathbf{0.5}$$

$$r = \mathbf{0.5}$$

وهي القيمة المحسوبة ، فالعلاقة الارتباطية طردية متوسطة. ولاختبار الدلالة الإحصائية لهذه القيمة نقوم:

1- بإيجاد قيمة معامل الارتباط الجدولية عند مستوى الدلالة 0.05 او 0.01 ودرجة الحرية **df=5-2=3**
من الجدول نجد :عند درجة الحرية 3 ومستوى الدلالة 0.05 =**r=0.878** . انظر الملحق رقم 5(الجدول النظري لقيم معامل الارتباط بيرسون).

2- مقارنة القيمة المحسوبة مع القيمة الجدولية : المحسوبة **r=0.50** اصغر من الجدولية **r=0.878** وبالتالي لا توجد دلالة إحصائية .

3- اتخاذ القرار: قبول الفرضية الصفرية التي تنفي وجود علاقة ارتباطية بين المتغيرين .وبالتالي لا يمكن التعميم على المجتمع الذي سحبت منه العينة بل يبقى معامل الارتباط المحسوب مقتصرا على العينة المدروسة فقط.

2-معامل الارتباط الثنائي الأصيل (بوينت بايسيريال)

معامل الارتباط النقطي ثنائي التسلسل ، المشار إليه بـ r_{pbi}، هو مقياس لقوة واتجاه العلاقة بين المتغير المستمر والمتغير الثنائي .فيتم اللجوء إلى هذا الأسلوب عندما نريد تقدير العلاقة بين متغير كمي تتوزع بياناته اعتداليا ومتغير نوعي مقسم تقسيما ثنائيا حقيقي، فالبيانات هنا أصلية وهي البيانات التي لم يتدخل الباحث من اجل تقسيمه(بوحفص, 2013, ص 91) . ويعتبر معامل الارتباط الثنائي الأصيل حالة خاصة من معامل بيرسون ، حيث لو استخدمنا معادلة معامل الارتباط بيرسون على نفس البيانات سنحصل على نفس النتيجة. ويتم حساب معامل الارتباط الثنائي الأصيل من المعادلة الآتية :

$$\mathbf{r_{pb}} = \frac{\bar{\mathbf{y}}_1 - \bar{\mathbf{y}}_0}{\mathbf{S_y}} \sqrt{\frac{\mathbf{N_1 * N_0}}{\mathbf{N(N-1)}}}$$

حيث: $\bar{y}_1$: متوسط أفراد العينة في المتغير y الذين حصلوا على تصنيف 1 على المتغير x.

$\bar{y}_0$: متوسط أفراد العينة في المتغير y الذين حصلوا على تصنيف 0 على المتغير x.

N_1: عدد أفراد العينة الذين حصلوا على تصنيف 1 على المتغير x.

N_0: عدد أفراد العينة الذين حصلوا على تصنيف 0 على المتغير x.

S_y:الانحراف المعياري للمتغير y. (Kornbrot, 2014,p1).

ان عملية التصنيف يمكن ان تكون 1 او 2 و ليس فقط 1 او 0 ، فاذا كانت عملية التصنيف 1 او 2 فإننا نستطيع استخدام 2 بدلا من 0 في المعادلة السابقة لان عملية التصنيف تعتمد على الباحث.

كما يمكن كذلك استخدام المعادلة التالية : (بوحفص, 2013, ص 91)

$$r_{pb} = \frac{\bar{y}_1 - \bar{y}_0}{s_y} \sqrt{\frac{N(p*q)}{N-1}}$$

بحيث:

$\bar{y}_1$: متوسط أفراد العينة في المتغير y الذين حصلوا على تصنيف 1 على المتغير x.

$\bar{y}_0$: متوسط أفراد العينة في المتغير y الذين حصلوا على تصنيف 0 على المتغير x.

p: نسبة الذين حصلوا على تصنيف 1 على المتغير x. و تساوي $= \frac{\text{عدد الافراد تصنيف } 1}{\text{مجموع الافراد الكلي}} = \frac{n_1}{N} = p$

q: نسبة الذين حصلوا على تصنيف 0 على المتغير x. و تساوي $= \frac{\text{عدد الافراد تصنيف } 0}{\text{مجموع الافراد الكلي}} = \frac{n_0}{N} = q$

S_y:الانحراف المعياري للمتغير y. N: مجموع الافراد الكلي.

ولاختبار الدلالة الإحصائية لمعامل الارتباط الثنائي الأصيل ، نقوم بتحويل قيمته المحسوبة الى قيمة تائية من المعادلة :

$$t = \mathbf{r_{pb}} \sqrt{\frac{\mathrm{n}-2}{1-\mathrm{r}_{pb}^2}}$$

حيث $\mathbf{r_{pb}}$معامل الارتباط الثنائي الاصيل n : حجم العينة (Kornbrot, 2014,p2).

ثم نقوم بإيجاد قيمة **t** الجدولية(الملحق رقم 3) عند درجة حرية **df=n-2** ومستوى الدلالة α (0.01 او 0.05) ومقارنتها مع **t** المحسوبة :فإذا كانت **t** المحسوبة اكبر آو تساوي **t** الجدولية ، فالعلاقة دالة إحصائيا ويمكن تعميمها على المجتمع. أما إذا كانت **t** المحسوبة اصغر من **t** الجدولية فالعلاقة غير دالة إحصائيا ولا يمكن تعميمها على المجتمع.

مثال : في اطار بحث ميداني يهدف الى دراسة العلاقة بين الجنس(ذكر 0 - انثى 1) والتحصيل الدراسي تحصلنا على البيانات الاتية:

الأفراد	الجنسx	التحصيل الدراسيy	Y^2
1	0	3	9
2	1	21	144
3	1	31	169
4	1	1	1
5	0	8	64
6	0	8	64
7	0	7	49
8	0	10	100
9	1	15	225
10	0	6	36
المجموع.$\sum$		93	861

المطلوب : اختبار الفرضية الصفرية : لا توجد علاقة ارتباطية بين التحصيل الدراسي ومتغير الجنس ، عند مستوى الدلالة 0.05 . مع افتراض ان بيانات متغير التحصيل الدراسي تتوزع اعتداليا.

الحل: الفرضية ارتباطية:

لدينا متغير كمي يتوزع اعتداليا(التحصيل).

متغير نوعي تقسيم ثنائي حقيقي(الجنس) .

فالأسلوب المناسب هو معامل الارتباط الثنائي الأصيل الذي معادلته:

$$\mathbf{r_{pb}} = \frac{\bar{\mathbf{y}}_1 - \bar{\mathbf{y}}_0}{\mathbf{S_y}} \sqrt{\frac{\mathbf{N_1 * N_0}}{\mathbf{N(N-1)}}}$$

1-إيجاد المتوسط الحسابي لكل مجموعة:

$$\bar{y}_1 = \frac{12 + 13 + 1 + 15}{4} = \frac{41}{4} = 10.25$$

$$\bar{y}_0 = \frac{3+8+8+7+10+6}{6} = \frac{42}{6} = 7$$

2-إيجاد الانحراف المعياري للمتغير الكمي، من المعادلة :

$$S_y{}^2 = \frac{\sum y^2 - \frac{(\sum y)^2}{N}}{N-1} = 4.37^2$$

3-بالتعويض في المعادلة :

$$r_{pb} = \frac{\bar{y}_1 - \bar{y}_0}{S_y}\sqrt{\frac{N_1 * N_0}{N(N-1)}}$$

$$r_{pb} = \frac{10.25-7}{4.37}\sqrt{\frac{6*4}{10(10-1)}}$$

$$r_{pb} = 0.743\sqrt{0.266} = 0.384$$

ومنه : $r_{pb} = 0.384$

و هو ارتباط طردي متوسط.

تطبيق المعادلة الثانية على نفس المثال السابق: معامل الارتباط الثنائي الأصيل الذي معادلته:

$$r_{pb} = \frac{\bar{y}_1 - \bar{y}_0}{s_y}\sqrt{\frac{N(p*q)}{N-1}}$$

1-إيجاد المتوسط الحسابي لكل مجموعة:

$$\bar{y}_1 = \frac{12+13+1+15}{4} = \frac{41}{4} = 10.25$$

$$\bar{y}_0 = \frac{3+8+8+7+10+6}{6} = \frac{42}{6} = 7$$

2-إيجاد الانحراف المعياري للمتغير الكمي، من المعادلة :

$$S_y{}^2 = \frac{\sum y^2 - \frac{(\sum y)^2}{N}}{N-1} = 4.37^2$$

- إيجاد قيمة pوq بحيث: $N = 10$ $\quad n_0 = 6$ $\quad n_1 = 4$

$$p = \frac{n_1}{N} = \frac{4}{10} = 0.4$$

$$q = \frac{n_0}{N} = \frac{6}{10} = 0.6$$

3- بالتعويض في المعادلة :

$$r_{pb} = \frac{10.25-7}{4.37}\sqrt{\frac{10(0.4*0.6)}{9}}$$

$$r_{pb} = 0.743\sqrt{0.266} = 0.384$$

و منه : $r_{pb} = 0.384$

و لاختبار دلالته الإحصائية نقوم: بتحويل قيمة معامل الارتباط الثنائي إلى قيمة تائية من خلال العلاقة الآتية:

$$t = r_{pb}\sqrt{\frac{n-2}{1-r_{pb}^2}}$$

$$t = 0.384\sqrt{\frac{10-2}{1-(0.384)^2}} = 1.17$$

1-إيجاد قيمة t الجدولية عند درجة الحرية **df=n-2** =10-2=8 و مستوى الدلالة (0.05) **(انظر إلى الجدول النظري لقيم t في الملحق رقم 3)** $t = 2.306$

2-مقارنة t المحسوبة بالمعادلة الرياضية مع t الجدولية ، بإهمال الإشارة نجد أن t المحسوبة (**1.17**) اقل من t الجدولية (2.306). ومنه الارتباط غير دال إحصائيا .

3-القرار: قبول الفرضية الصفرية التي تنفي وجود علاقة بين القلق و التحصيل ، ولا يمكن التعميم على المجتمع الذي سحبت منه العينة ويبقى الارتباط الملاحظ مقتصرا على العينة المدروسة.

3-معامل الارتباط الثنائي:

أما إذا كنا نريد تقدير العلاقة بين متغيرين احدهما كمي والاخر كان في الأصل كمي ولكن تم تحويل بياناته لسبب او اخر من خلال تقسيمه في ضوء نقطة معينة (درجة قطع) الى قسمين فاصبح متغير نوعي تقسيم ثنائي غير حقيقي. فالبيانات هنا يتم تقسيمها إلى فئات على أساس افتراضي من طرف الباحث، بشرط أن تتوزع درجات المتغير الكمي توزيعا اعتداليا ، و يتم إيجاد قيمته من احدى المعادلات الاتية :

$$r_b = \frac{\bar{y}_1 - \bar{y}_0}{s_y} * \frac{p * q}{h} \dots\dots\dots\dots\dots 1$$

(باهي & عنان, 2001, ص 86)

$$r_b = r_{pb} \frac{\sqrt{p * q}}{h} \dots\dots\dots\dots\dots 2$$

(Ginger, 2017,p2)

$$r_b = \frac{\bar{y}_1 - \bar{y}_0}{s_y} \sqrt{\frac{N(p * q)}{N - 1}} * \frac{\sqrt{p * q}}{h} \dots\dots\dots\dots\dots 3$$

بحيث:

r_b : معامل الارتباط الثنائي.

$\bar{y}_1$: متوسط أفراد العينة في المتغير y الذين حصلوا على تصنيف 1 على المتغير x.

$\bar{y}_0$: متوسط أفراد العينة في المتغير y الذين حصلوا على تصنيف 0 على المتغير x.

p: نسبة الذين حصلوا على تصنيف 1 على المتغير x. و تساوي $p = \frac{n_1}{N} = \frac{\text{عدد الافراد تصنيف } 1}{\text{مجموع الافراد الكلي}}$

q: نسبة الذين حصلوا على تصنيف 0 على المتغير x. و تساوي $q = \frac{n_0}{N} = \frac{\text{عدد الافراد تصنيف } 0}{\text{مجموع الافراد الكلي}}$

$y(h)$: ارتفاع المنحنى الاعتدالي المقابل لنسبة افراد التصنيف 1 (يتم استخراجها من الجدول النظري في الملحق رقم 2)

S_y:الانحراف المعياري للمتغيرy.

N: مجموع الافراد الكلي.

r_{pb} : معامل الارتباط الثنائي الأصيل.

و لاختبار الدلالة الإحصائية لمعامل الارتباط الثنائي نقوم:

- بتحويل قيمة معامل الارتباط الثنائي إلى قيمة تائية من خلال العلاقة الآتية:

$$t = \mathrm{r_b} \sqrt{\frac{\mathbf{n - 2}}{\mathbf{1 - r_b^2}}}$$

حيث $\mathbf{r_b}$معامل الارتباط الثنائي n : حجم العينة

ثم نقوم بإيجاد قيمة **t** الجدولية(الملحق رقم 3) عند درجة حرية **df=n-2** ومستوى الدلالة α (0.01 او 0.05) ومقارنتها مع **t** المحسوبة: فإذا كانت **t** المحسوبة اكبر أو تساوي **t** الجدولية ، فالعلاقة دالة إحصائيا ويمكن

تعميمها على المجتمع. أما إذا كانت **t** المحسوبة اصغر من **t** الجدولية فالعلاقة غير دالة إحصائيا ولا يمكن تعميمها على المجتمع.

مثال: أراد احد الباحثين دراسة العلاقة بين مستوى القلق والتحصيل في اللغة الإنجليزية ، فاختار عينة مؤلفة من 15 تلميذا من تلاميذ السنة الثالثة ثانوي وبعد ان طبق عليهم اختباري القلق والتحصيل،قام الباحث بتصنيف التلاميذ في ضوء معيار معين واعتبارات خاصة ببحثه (درجة قطع) الى ذوي قلق عالي وأعطوا تصنيف **0** وذوي قلق منخفض وأعطوا تصنيف **1** .وتم الحصول على البيانات التالية :

القلق	32	35	42	37	40	39	29	28	22	14	16	18	13	21	20
القلق	0	0	0	0	0	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1
التحصيل	53	38	36	51	52	55	61	68	58	66	70	80	50	85	83

المطلوب اختبار الفرضية الصفرية القائلة لا توجد علاقة ارتباطية بين القلق و التحصيل؟ عند 0.05

الحل: لإيجاد قيمة العلاقة بين مستوى القلق والتحصيل في اللغة الإنجليزية فإننا نستخدم معامل الارتباط الثنائي لوجود متغيرين كميين احدهما تم تحويله الى متغير نوعي تقسيم ثنائي مفتعل والاخر متغير كمي توزيعه اعتدالي (التأكد من خلال الأساليب المتاحة) والذي معادلته كالتالي:

$$r_b = \frac{\bar{y}_1 - \bar{y}_0}{s_y} * \frac{p * q}{h}$$

بحيث:

$\bar{y}_1$: متوسط أفراد العينة في المتغير **y** الذين حصلوا على تصنيف 0 على المتغير **x**.

$$\bar{y}_0 = \frac{53 + 38 + 36 + 51 + 52 + 55}{6} = \frac{285}{6} = 47.5$$

$\bar{y}_0$: متوسط أفراد العينة في المتغير **y** الذين حصلوا على تصنيف 1 على المتغير **x**.

$$\bar{y}_1 = \frac{61 + 68 + 58 + 66 + 70 + 80 + 50 + 85 + 83}{9} = \frac{621}{9} = 69$$

إيجاد قيمة q وp: بحيث $\quad N = 15 \quad n_1 = 9 \quad n_0 = 6$

p: نسبة الذين حصلوا على تصنيف 1 على المتغير **x**. و تساوي= $p = \frac{n_1}{N} = \frac{\text{عدد الافراد تصنيف } 1}{\text{مجموع الافراد الكلي}}$

$$p = \frac{n_1}{N} = \frac{9}{15} = 0.6$$

q: نسبة الذين حصلوا على تصنيف 0 على المتغير **x**. و تساوي= $q = \frac{n_0}{N} = \frac{\text{عدد الافراد تصنيف } 0}{\text{مجموع الافراد الكلي}}$

$$q = \frac{n_0}{N} = \frac{6}{15} = 0.4$$

$h(y, O)$: ارتفاع المنحنى الاعتدالي المقابل لنسبة افراد التصنيف 1 . يتم استخراجها من الجدول النظري لقيم $h(y, O)$ للمنحنى الاعتدالي المقابلة للنسبة $p = 0.6$ (انظر الملحق رقم 2)

$$h(o) = 0.387$$

S_y:الانحراف المعياري للمتغير **y**.

$$S_y{}^2 = \frac{\sum y^2 - \frac{(\sum y)^2}{N}}{N-1}$$

الأفراد	التحصيل الدراسي Y	Y^2
1	53	2809
2	38	1444
3	36	1296
4	51	2601
5	52	2704
6	55	3025
7	61	3721
8	68	4624
9	58	3364
10	66	4356
11	70	4900
12	80	6400
13	50	2500
14	85	7225
15	83	6889
المجموع∑.	**906**	**57858**

$$S_y{}^2 = \frac{\sum y^2 - \frac{(\sum y)^2}{N}}{N-1} = \frac{57858 - \frac{906^2}{15}}{14} = 223.97 = 14.96^2$$

$$S_y = 14.96$$

و بالتعويض في المعادلة 1:

$$r_b = \frac{\bar{y}_1 - \bar{y}_0}{s_y} * \frac{p * q}{h} \dots\dots\dots\dots.1$$

$$r_b = \frac{69 - 47.5}{14.96} * \frac{0.6 * 0.4}{0.387} = 0.891$$

$$r_b = 0.891$$

كما يمكن حساب قيمة معامل الارتباط الثنائي بالمعادلة 2 الاتية :

$$r_b = \frac{\bar{y}_1 - \bar{y}_0}{s_y} \sqrt{\frac{N(p * q)}{N - 1}} * \frac{\sqrt{p * q}}{h} \dots\dots\dots\dots\dots.2$$

$$r_b = 1.437 * 0.507 * 1.265 = 0.922$$

$$r_b = 0.922$$

كما يمكن حساب قيمة معامل الارتباط الثنائي بالمعادلة 3 الاتية :

$$r_b = r_{pb}\frac{\sqrt{p*q}}{h} \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots 3$$

اولا إيجاد قيمة معامل الارتباط الثنائي الأصيل $\mathbf{r_{pb}}$

$$\mathbf{r_{pb}} = \frac{\mathbf{69-47.5}}{\mathbf{14.96}}\sqrt{\frac{\mathbf{15(0.6*0.4)}}{\mathbf{(15-1)}}} = \mathbf{0.728}$$

و بالتعويض في المعادلة :

$$r_b = r_{pb}\frac{\sqrt{p*q}}{h}$$

$$r_b = 0.728\frac{\sqrt{0.6*0.4}}{0.387} = 0.921$$

$\boldsymbol{r_b = 0.921}$ و هو ارتباط قوي .

يتضح من خلال القيم المتحصل عليها باستخدام المعادلات المتاحة مختلفة و هذا ما يبين عدم دقة معامل الارتباط الثنائي وما يؤكد أيضا عدم جودة هذا المعامل هو عدم توفر إمكانية حسابه باستخدام برنامج **SPSS** .

و لاختبار الدلالة الإحصائية لمعامل الارتباط الثنائي نقوم:

- بتحويل قيمة معامل الارتباط الثنائي إلى قيمة تائية من خلال العلاقة الآتية:

$$\boldsymbol{t} = \mathbf{r_b}\sqrt{\frac{\mathbf{n-2}}{\mathbf{1-r_b^2}}}$$

$$\boldsymbol{t} = 0.921\sqrt{\frac{15-2}{1-(0.921)^2}}$$

$$\boldsymbol{t = 8.52}$$

- إيجاد قيمة **tt** الجدولية عند درجة الحرية **df=n-2** =15-2=13 ومستوى الدلالة (0.05)

$\boldsymbol{t = 2.16}$ **(انظر الملحق رقم 3)**

- مقارنة $\boldsymbol{t}$ المحسوبة بالمعادلة الرياضية مع $\boldsymbol{t}$ الجدولية ، بإهمال الإشارة نجد أن $\boldsymbol{t}$ المحسوبة **(8.52)** اكبر من $\boldsymbol{t}$ الجدولية (2.16). و منه الارتباط دال إحصائيا .
- القرار: رفض الفرضية الصفرية التي تنفي وجود علاقة بين القلق و التحصيل ، وقبول الفرضية البديلة التي تقر بوجود علاقة ارتباطية بين القلق والتحصيل . ويمكن التعميم على المجتمع الذي سحبت منه العينة.

4-تحليل الانحدار الخطي

عندما يكون الغرض من التحليل الاحصائي للبيانات هو تحديد نوع وقوة العلاقة بين متغيرين ، فإننا نلجأ كما راينا سابقا الى استخدام تحليل الارتباط ،أما إذا كان الغرض هو دراسة وتحليل أثر أحد المتغيرين على الآخر ، فإننا نلجأ في هذه الحالة الى استخدام تحليل الانحدار، وقد استخدمت كلمة الانحدار لأول مرة من قبل العالم F.GALTON في دراساته عند قام بوصف متغير واحد بالاعتماد على واحد او اكثر من المتغيرات (عبد المنعم, 2005, ص 2). ويقصد بالانحدار توضيح للعلاقة بين التغير في ظاهرة ما اذا علم مقدار التغير في الظاهرة المقابلة لها ، فهو يهدف الى الاستفادة من معاملات الارتباط في التنبؤ وتقدير قيمة متغير ما . فاذا توفرت لدينا مثلا بيانات حول درجات الطلبة في مادتي الحساب والجبر امكننا التعرف على العلاقة بين درجات الحساب ودرجات الجبر والتعبير عنها بمعادلة رياضية تسمح لنا بمعرفة درجة الطالب في الحساب بدلالة درجته في الجبر .فاذا علمنا درجة أي طالب في اختبار الحساب فإننا نستطيع ان نتنبأ بدرجته في اختبار الجبر ، واذا علمنا درجة طالب اخر في اختبار الجبر فإننا نستطيع ان نتنبأ بدرجته في اختبار الحساب (الدردير, 2006, ص 229). وسمي بالانحدار لأنه الأسلوب الذي ينحدر في تقديره للدرجات المختلفة نحو المتوسط العام. ويعتبر أسلوب تحليل الانحدار ذو أهمية كبيرة في تفسير الظواهر العلمية لأنه يحقق هدفا مهما من اهداف العلم بصفة عامة وعلم النفس بصفة خاصة وهو التنبؤ . أي التنبؤ بمتغير ما (ص) بمعلومية متغير او متغيرات أخرى (س1، ......).(غانم, 2008, ص 384)، والتنبؤ هو تقدير القيمة المستقبلية للمتغير التابع بمعلومية المتغير المستقل. فالتنبؤ له أهميته النفسية البالغة في الاستفادة من اختبارات الاستعدادات العقلية المختلفة التي تهدف الى التنبؤ بمستويات الافراد في نواحي الأنشطة الجديدة التي لم يمارسونها من قبل أي انه مفيد في التقويم القبلي لوضع الافراد في الأماكن المناسب لها وتوجيه الطلاب الى التخصصات الاكاديمية المناسبة لهم.

فالانحدار أسلوب احصائي يهتم بتحليل العلاقة بين المتغير التابع و واحد او اكثر من المتغيرات مستقلة او متغيرات مفسرة او متغيرات تنبؤ(عبد المنعم, 2005, ص 2). حيث اذا وجدت علاقة قوية بين متغيرين فإننا ربما نحتاج الى تقدير قيم احد المتغيرين بدلالة قيم المتغير الاخر. حيث يسمى المتغير الذي يراد دراسة سلوكه (المتنبؤ به) ومعرفة مدى تأثره بالمتغيرات الأخرى **بالمتغير التابع** ، ويطلق على كل متغير يؤثر في سلوك المتغير التابع **بالمتغير المستقل** (المنبأ). ويستخدم أسلوب الانحدار بغرض تقدير العلاقة بين متغيرين على شكل علاقة دالة:$\boldsymbol{Y = f(x)}$ والتي عن طريقها يمكن التنبؤ بالتغير في احد المتغيرين على أساس تأثره بالمتغير الاخر،ومنه تقدير نسبة تفسير كل متغير مستقل في تباين المتغير التابع، بالإضافة الى معرفة اتجاه تأثير المتغير المستقل على المتغير التابع ، هل هو تأثير إيجابي او تأثير سلبي من خلال إشارة معامل التحديد و دلالته الإحصائية. (عبان, 2020).

- فاذا اردنا التنبؤ بالمتغير التابع بمعلومية متغير مستقل واحد فإننا نكون امام الانحدار الخطي البسيط ، الذي معادلته من الشكل : $Y = \alpha + \beta x + \varepsilon$.

حيث: Y :المتغير التابع ، x :المتغير المستقل. ، α :ثابث الانحدار ، β:معامل الانحدار. ε : الخطأ العشوائي.

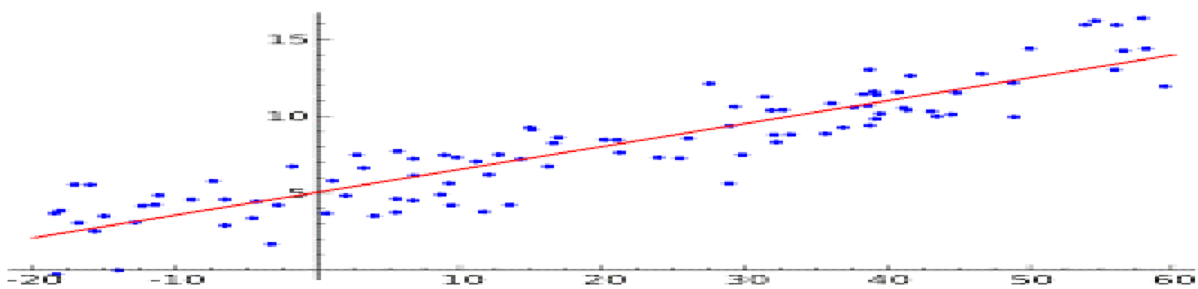
- اما اذا اردنا التنبؤ بالمتغير التابع بمعلومية اكثر من متغير مستقل فأننا نكون امام الانحدار الخطي المتعدد الذي معادلته من الشكل : $Y = \alpha + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + \cdots + \varepsilon$

حيث : Y: المتغير التابع ،.... x1-x2: المتغيرات المستقلة....$\beta 1$-$\beta 2$: معاملات الانحدار . α : ثابت الانحدار . ε: الخطأ العشوائي (مراد & هادي, 2002, ص 367–368).

- اما إذا كانت العلاقة بين المتغير Y والمتغيرات المستقلة غير خطية كأن تكون من الدرجة الثانية أو آسية ، فنكون امام مايسمى بالانحدار غير الخطي .

ويتم اللجوء الي الانحدار الخطي عندما نريد التنبؤ بدرجات متغير بمعلومية متغير مستقل او اكثر ، فالانحدار الخطي هو أسلوب لتحليل البيانات حيث يتوقع قيم بيانات غير معروفة باستخدام قيم بيانات أخرى ذات صلة ومعروفة. على ان يكون المتغير التابع كمي مستوى قياسه لا يقل عن الفئوي بينما المتغير المستقل مستوى قياسه لا يقل على الرتبي (فهمي, 2005, ص 610) . والعلاقة بينها تكون خطية، وتكون بيانات كل المتغيرات تتوزع اعتداليا ، وان يكون اختيار افراد عينة الدراسة قد تم بطريقة عشوائية مع استقلالية درجات كل فرد عن الافراد الاخرين في العينة ، بالإضافة الى ان يكون تباين كل متغير من المتغيرات المستقلة اكبر من الصفر، حتى تكون احتمالية المساهمة في تفسير التباين الذي يحدث في المتغير التابع قائمة. (عبان, 2020).

<u>1-الانحدار الخطي البسيط :</u> في تحليل الانحدار الخطي البسيط، نجد أن الباحث يهتم بدراسة أثر أحد المتغيرين ويسمى بالمتغير المستقل أو المتنبأ منه، على المتغير الثاني ويسمى بالمتغير التابع أو المتنبأ به . و تعني كلمة **بسيط ان المتغير التابع** Y يعتمد على متغير مستقل واحد x ، **وخطي في المتغير المستقل** لان هذا المتغير يكون مرفوعا فقط للاس واحد (نترواَخرون, 2000, ص 35) وبالتالي تكون العلاقة بين المتغيرين x و Y علاقة خطية. و شكل الانتشار يجب ان يدل على وجود مثل هذه العلاقة .



الشكل (19) يمثل لوحة الانتشار لفحص العلاقة الخطية بين متغيرين

لابد ان يلاحظ من الرسم انه يمكن تمثيل سحابة النقاط **بخط مستقيم** يمثل النقاط افضل تمثيل أي خط الملائمة الأفضل وهو ما يسمى بخط الانحدار والذي يمكن التعبير عنه بالمعادلة الاتية:

$$Y = \alpha + \beta x$$

ويقال عن المعادلة الاخيرة بانها نموذج رياضي حتمي لأننا عندما نعوض عن قيمة x في المعادلة نحصل على قيمة محددة للمتغير $\hat{Y}$ دون ان يكون هناك مجال للخطأ ، وفي مقابل النماذج الرياضية الحتمية يوجد النماذج الرياضية الاحتمالية لأنه من غير المتوقع ان تقع النقاط تماما على خط الانحدار ، ولكون النموذج في الصيغة أعلاه، لا يمثل العلاقة الحقيقية بين المتغيرين بسبب انحرافه لوجود أخطاء في القياس أو في اختيار المتغير المستقل ولأسباب أخرى، يتم إضافة متغير جديد إلى النموذج يسمى بالمتغير العشوائي أو حد الخطأ حيث يقوم بامتصاص واحتواء المتغيرات غير القابلة للقياس أو غير الداخلة في النموذج(شهاب, 2018, ص 19)، لذلك فان العلاقة الخطية التامة في المعادلة السابقة تعدل لكي تضم الخطأ العشوائي و يرمز له ε و يمثل انحراف القيم التقديرية $\hat{Y}$ عن القيم الحقيقية Y (المطرفي, 1999, ص 22). فيصبح النموذج كالآتي:

$$\mathbf{Y} = \boldsymbol{\alpha} + \boldsymbol{\beta x} + \boldsymbol{\varepsilon}$$

و يصبح شكل المعادلة السابقة في حالة الصيغة التقديرية كالتالي:

$$\boldsymbol{Y_i = a + bx_i + \mathrm{e}_i}$$

حيث :

a : معامل ثابت و هو نقطة تقاطع خط الانحدار مع المحور Y . أي هو قيمة Y عندما x يساوي 0

b : معامل الانحدار و هو قيمة التغير في Y عندما تتغير قيمة x وحدة واحدة .

e_i : الخطأ العشوائي $=$ القيمة الحقيقية – القيمة التقديرية.$\left(Y_i - \hat{Y}_i\right)$ (فهمي, 2005, ص 613).

والتي يعود سبب وجودها إلى إهمال بعض المتغيرات والصياغة الرياضية غير السليمة للنموذج ، او الى أخطاء القياس وعدم دقة البيانات. وعند بناء المعادلة التقديرية و التي تعتمد على بيانات عينة حجمها n من المشاهدات xi; yi حيث i= 1........ n

تصبح الصيغة على الشكل التالي:

$$\hat{\mathbf{Y}}_i = a + bx_i$$

<u>**إيجاد قيمة المجهولين $\boldsymbol{a}$ و $\boldsymbol{b}$**</u> و اللذان يمثلان تقديران لكل من α و β على التوالي حيث يعتمد في تقديرهما على طريقة المربعات الصغرى مما يجعل مجموع مربعات الأخطاء العشوائية أي انحرافات القيم الحقيقية Y عن القيم التقديرية $\hat{Y}$ أي $\sum e_i^2 = \sum\left(Y_i - \hat{Y}_i\right)^2$ اقل ما يمكن. حيث يكون : (المطرفي, 1999, ص 25).

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

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

بحيث: $\bar{x}$: المتوسط الحسابي لقيم المتغير المستقل. $\bar{y}$: المتوسط الحسابي لقيم المتغير التابع. n : حجم العينة.

وبهذا نحصل على افضل معادلة لخط الانحدار التنبوئية التي تمثل العلاقة بين المتغير التابع Y و المتغير المستقل x والتي يمكن التعبير عنها بالشكل التالي:

$$\hat{Y}_i = a + bx_i$$

ويطلق على هذا التقدير تقدير معادلة انحدار Y على x. و يمكن تفسير قيمة معامل الانحدار b المتحصل عليها من المعادلة : $\hat{Y} = a + bx$ وفق الحالات الاتية:

- اذا كانت قيمة معامل الانحدار b موجبة يعني انه كلما كانت زيادة في المتغير المستقل x بوحدة واحدة تبعتها زيادة في المتغير التابع Y بقيمة b.
- اذا كانت قيمة معامل الانحدار b سالبة يعني انه كلما كانت زيادة في المتغير المستقل x بوحدة واحدة تبعها نقصان في المتغير التابع Y بقيمة b
- اذا كانت قيمة معامل الانحدار b معدومة يعني عدم وجود أي تأثير للمتغير المستقل x على المتغير التابع Y.

وتوجد العديد من المؤشرات الإحصائية التي بمكن استخدامها لاختبار جودة ملائمة نموذج الانحدار الخطي البسيط من اهمها:

معامل التحديد R^2: يعبر معامل التحديد عن النسبة في التباين الإجمالي الذي يفسره نموذج الانحدار و هو يقيس نسبة التغيرات التي تحدث في المتغير التابع و المفسرة بواسطة تغيرات المتغير المستقل , بعبارة أخرى هي نسبة تأثير المتغير المستقل على المتغير التابع . ويستخدم معامل التحديد لتقرير ما تفسره المتغيرات المستقلة من التغيرات التي تطرأ على المتغير التابع، ويطلق على معامل التحديد أحياناً بـ (معامل التفسير). و بالتالي فهو عبارة عن مؤشر على القدرة التفسيرية لنموذج الانحدار . ويمكن إيجاد قيمة معامل التحديد والذي هو عبارة عن مربع معامل الارتباط الذي يتم حسابه انطلاقا من معادلة الارتباط بيرسون:

$$r = \frac{N\sum x.y \; - \sum x.\sum y}{\sqrt{[N\sum x^2 - (\sum x)^2][N\sum y^2 - (\sum y)^2]}}$$

او هو عبارة عن النسبة بين التباين في القيم المقدرة على التباين الكلي. ويتم حسابه من العلاقة :

$$R^2 = \frac{SCE}{SCT} = \frac{\text{التباين المفسر}}{\text{التباين الكلي}} = \frac{\sum(\hat{y}-\bar{y})^2}{\sum(y_i-\bar{y})^2}$$

والذي من خلال قيمته يتم التعرف على النسبة المئوية لمساهمة المتغير المستقل في التغيرات التي تحدث على المتغير التابع والنسبة الباقية ترجع عوامل أخرى. وتتراوح قيمته ما بين 0 و 1. فاذا كان :

$R^2 = 0$ فهذا يعني ان معادلة الانحدار لا تفسر شيئا من التغيرات الحادثة في المتغير التابع. و ان قيم المتغير التابع غير مرتبطة تماما بقيم المتغير المستقل و لا تتأثر به تماما ، او بعبارة أخرى ان كل التغيرات التي تحدث في المتغير التابع هي نتيجة عوامل أخرى غير المتغير المستقل.

اما اذا كان $R^2 = 1$ فهذا يعني ان معادلة الانحدار تفسر كل التغيرات الحادثة في المتغير التابع. و ان قيم المتغير التابع مرتبطة تماما بقيم المتغير المستقل و تتأثر به بشكل كلي ، او بعبارة أخرى ان كل التغيرات التي تحدث في المتغير التابع هي نتيجة المتغير المستقل وحده .(دومينيك, د.ت, ص 142)

اما اذا كانت قيمة معامل التحديد قوية او قريبة من الواحد فهذا يعني ان نموذج الانحدار المختار يمثل الظاهرة المدروسة تمثيلا جيدا ، و ان المتغير المستقل له تأثير كبير على المتغير التابع و ان باقي العوامل الأخرى التي لم تأخذ بعين الاعتبار لها تأثير ضعيف على المتغير التابع ، والعكس في حالة ما اذا كانت قيمة معامل التحديد ضعيفة او قريبة من الصفر .

ويمكن اختبار معنوية معامل التحديد ومعادلة الانحدار الخطي ككل من خلال تطبيق اختبارF ،حيث يختبر الفرضية الصفرية التالية : **النموذج غير معنوي عند مستوى الدلالة α.** ومعادلة الاختبار الملائمة لهذه الفرضية، تأخذ الشكل الآتي:

$$F = \frac{\frac{R^2}{k}}{\frac{1-R^2}{n-k-1}}$$

عند درجة الحرية (البسط k، المقام n-k-1). حيث :

R^2 : يمثل معامل التحديد و k : تمثل عدد المتغيرات المستقلة في النموذج. n : حجم العينة

ثم يتم إيجاد قيمة F الجدولية (**انظر الملحق رقم 7**) عند مستوى الدلالة α ودرجة الحرية (البسط k، المقام n-k-1).

واجراء مقارنة بين F المحسوبة و F الجدولية . حيث اذا كانت قيمة F دالة احصائيا أي عندما تكون F المحسوبة أكبر من او تساوي قيمة F الجدولية دل ذلك على معنوية نموذج الانحدار الخطي البسيط ككل وان النسبة المفسرة للتباين دالة احصائيا، فنقوم برفض الفرضية الصفرية والاخذ بالفرضية البديلة : **النموذج معنوي عند مستوى الدلالة α.**

اما اذا كانت F غير دالة اي عندما تكون قيمة F المحسوبة أقل من قيمة F الجدولية دل ذلك على عدم معنوية نموذج الانحدار الخطي البسيط ككل، وان النسبة المفسرة للتباين غير دالة احصائيا. فنقوم بقبول الفرضية الصفرية. (شهاب, 2018, ص 34).كما تشير قيمة F الكبيرة الى ان نموذج الانحدار الخطي يفسر جزء كبير من البيانات وان الاختلافات العشوائية قليلة.

ان اختبار F في الحقيقة يختبر معنوية العلاقة بين المتغيرين ولا يختبر معنوية b كمعامل الانحدار . وتبرز أهمية اختبار F عندما يوجد في المعادلة اكثر من متغير مستقل واحد ، لأنه في هذه الحالة يختبر معنوية جميع معاملات الانحدار للمعادلة دفعة واحدة.

ففي حالة رفض الفرضية الصفرية ننتقل الى اختبار معاملات معادلة الانحدار بحيث يتم اختبار معنوية كل معامل بصورة منفردة ، اما اذا لم يتم رفضها فليس هناك حاجة لاختبار معاملات المعادلة مما يشير الى ان المعادلة غير مناسبة. ويتم اختبار معنوية معاملات نموذج الانحدار $\hat{y} = a + bx$ بصورة منفصلة عن بعضها البعض :.

1- اختبار الدلالة الإحصائية لمعامل الانحدار b :

الفرضية الصفرية	$H_0 : b = 0$	معامل خط الانحدار غير معنوي (لا يختلف عن الصفر).
الفرضية البديلة :	$H_1 : b \neq 0$	معامل خط الانحدار معنوي (يختلف عن الصفر).

ويتم اختبار الفرضية الصفرية من خلال إيجاد قيمة t من خلال قيمة الخطأ المعياري للتقدير:**(شهاب, 2018, ص 28)**

1- إيجاد قيمة t من العلاقة:

$$t = \frac{b}{S.E_b}$$

بحيث : درجة الحرية df : df = (n-2)

b: تمثل القيمة التقديرية للمعلمة β

$S.E_b$: تمثل الخطأ المعياري للمعلمة المقدرة b. ويمكن إيجاد الخطأ المعياري وفقاً للصيغة الآتية:

$$S.E_b = S.E_{\hat{y}}\sqrt{\frac{1}{S_{xx}}}$$

$$S.E_b = \sqrt{\frac{\sum(y-\hat{Y})^2}{(\sum x^2 - n(\bar{x})^2)(n-2)}}$$

بالتعويض نحصل على قيمة t المحسوبة .ثم نقوم بإيجاد قيمة t الجدولية عند مستوى الدلالة α ودرجة الحرية df=n-2

$$t(\alpha - df)$$

(استخراجها يتم بالرجوع الى الجدول النظري لقيم t الملحق رقم 3)

فاذا كانت قيمة t المحسوبة اكبر او تساوي قيمة t الجدولية فهذا يعني ان معامل الانحدار دال احصائيا ، أي إن معامل الانحدار لا يساوي صفر. وهذا يعني وجود علاقة تأثير بين المتغير المستقل والمتغير التابع. اما اذا كانت قيمة t المحسوبة اقل من قيمة t الجدولية فهذا يعني ان معامل الانحدار غير دال احصائيا ، وهذا يعني عدم وجود علاقة تأثير بين المتغير المستقل والمتغير التابع.

2- اختبار الدلالة الإحصائية لثابت الانحدار a:

الفرضية الصفرية $H_0: a = 0$ ثابت خط الانحدار غير معنوي (لا يختلف عن الصفر).

الفرضية البديلة : $H_1: a \neq 0$ ثابت خط الانحدار معنوي (يختلف عن الصفر).

و يتم اختبار الفرضية الصفرية من خلال : إيجاد قيمة t من العلاقة:

$$t = \frac{a}{S.E_a}$$

حيث إن : درجة الحرية =(n-2)

a: تمثل القيمة التقديرية للمعلمة α

$S.E_a$: تمثل الخطأ المعياري للمعلمة المقدرة a . ويمكن إيجاد الخطأ المعياري وفقاً للصيغة الآتية:

$$S.E_a = S.E_{\hat{y}}\sqrt{\frac{1}{n} + \frac{\bar{x}^2}{S_{xx}}}$$

1- بالتعويض نحصل على قيمة t المحسوبة .

2- نقوم بإيجاد قيمة ت الجدولية عند مستوى الدلالة α و درجة الحرية df=n-2

$$t(\alpha - df)$$

فاذا كانت قيمة t المحسوبة اكبر او تساوي قيمة t الجدولية فهذا يعني ان ثابت الانحدار دال احصائيا ، وهذا يعني معنوية ثابت خط الانحدار: a أي إن معادلة نموذج الانحدار لا تمر بنقطة الأصل. اما اذا كانت قيمة t المحسوبة اقل من قيمة t الجدولية فهذا يعني ان ثابت الانحدار غير دال احصائيا ، وهذا يعني عدم معنوية ثابت خط الانحدار a أي إن معادلة نموذج الانحدار تمر بنقطة الأصل.

مثال تطبيقي : أراد باحث التنبؤ بدرجات التلاميذ في احد المواد التعليمية وذلك من خلال ربطها بدرجة دافعية كل تلميذ للتعلم فكانت النتائج كالتالي:

دافعية التعلم X	10	18	10	16	19	11	15	15	12	10
التحصيل الدراسي Y	9	19	12	15	17	14	18	13	12	10

بافتراض خطية العلاقة بين المتغيرين .المطلوب :1 -صياغة النموذج المناسب؟ 2-تقدير معادلة الانحدار الخطية باستخدام طريقة المربعات الصغرى؟ والتحقق من جودتها ؟ عند 0.05.

الحل: 1-تحديد الفرضيات:

الفرضية الصفرية : لا يوجد تأثير لدافعية التعلم على التحصيل الدراسي لدى التلاميذ .

الفرضية البديلة: يوجد تأثير لدافعية التعلم على التحصيل الدراسي لدى التلاميذ .

الفرضية البديلة غير موجهة. و مستوى الدلالة 0.05

2- صياغة النموذج المناسب؟ وجود متغيرين العلاقة خطية بينهما : متغير تابع كمي ومتغير مستقل كمي.

فالنموذج المناسب هو معادلة الانحدار الخطي البسيط التي تصاغ بهذا الشكل:

$$\mathbf{Y}_i = \boldsymbol{\alpha} + \boldsymbol{\beta} \boldsymbol{x}_i + \boldsymbol{\varepsilon}_i \qquad \boldsymbol{i = 1, \dots\dots.., 10}$$

3-تقدير معادلة الانحدار الخطي البسيط: و يصبح شكل المعادلة السابقة في حالة الصيغة التقديرية كالتالي:

$$\hat{\mathbf{Y}}_i = \boldsymbol{a} + \boldsymbol{b} \boldsymbol{x}_i + \mathbf{e}_i \qquad \boldsymbol{i = 1, \dots\dots.., 10}$$

معادلة الانحدار الخطي باستخدام طريقة المربعات الصغرى تصبح على الشكل التالي:

$$\hat{Y}_i = a + bx_i$$

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

و لإيجاد معاملات النموذج نقوم بإنشاء جدول مساعد:

التلميذ	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	المجموع
X	10	18	10	16	19	11	15	15	12	10	136
Y	9	19	12	15	17	14	18	13	14	9	140
XY	90	342	120	240	323	154	270	195	168	90	1992
X^2	100	324	100	256	361	121	225	225	144	100	1956
Y^2	81	361	144	225	289	196	324	169	196	81	2066

- إيجاد قيمة المتوسط الحسابي للدافعية $\bar{X}$

$$\bar{X}=\frac{\sum X_i}{n}=\frac{136}{10}=13.6$$

- المتوسط الحسابي للتحصيل $\bar{Y}$:

$$\bar{y}=\frac{\sum y_i}{n}=\frac{140}{10}=14$$

- إيجاد قيمة كل من a و b

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

$$b=\frac{1992-10*13.6*14}{1956-10(13.6)^2}=\mathbf{0.827}$$

$$b=\mathbf{0.827}$$

$$\boldsymbol{a}=\bar{\boldsymbol{y}}-\boldsymbol{b}\bar{\boldsymbol{x}}$$
$$a=14-0.827*13.6=\mathbf{2.752}$$
$$a=\mathbf{2.752}$$

وبالتعويض بقيم a و b في معادلة الانحدار نحصل على المعادلة الاتية :

$$\hat{Y}_i=2.752+0.827\,x_i \qquad\qquad i=1,\dots\dots..,10$$

يمكن كتابة معادلة الانحدار الخطي بالشكل التالي:

$$\text{التحصيل الدراسي}=\mathbf{2.752}+\mathbf{0.827}\times\text{دافعية التعلم}$$

أي كلما تغير المتغير المستقل(دافعية التعلم) بوحدة واحدة يصاحبه تغير في المتغير التابع(التحصيل الدراسي) مقداره 0.827 . وبمأن إشارة معامل الانحدار b موجبة فالعلاقة طردية بين المتغيرين .

والتحقق من جودة معادلة الانحدار المتحصل عليها يتطلب :

-**إيجاد قيمة معامل التحديد:** إيجاد قيمة معامل التحديد والذي هو عبارة عن مربع معامل الارتباط الذي يتم حسابه انطلاقا من معادلة الارتباط بيرسون:

$$r=\frac{N\sum x.y\ -\sum x.\sum y}{\sqrt{[N\sum x^2-(\sum x)^2][N\sum y^2-(\sum y)^2]}}=\frac{10*1992-136*140}{\sqrt{[10*1956-136^2][10*2066-140^2]}}$$

$$\boldsymbol{r}=\mathbf{0.829}$$

$$\boldsymbol{r}^2=\mathbf{0.829}^2=\mathbf{0.687}$$

او هو عبارة عن النسبة بين التباين في القيم المقدرة على التباين الكلي. و يتم حسابه من العلاقة :

$$R^2=\frac{SCE}{SCT}=\frac{\text{التباين المفسر}}{\text{التباين الكلي}}=\frac{\sum(\hat{y}-\bar{y})^2}{\sum(y_i-\bar{y})^2}=1-\frac{\sum {e_i}^2}{\sum(y_i-\bar{y})^2}$$

y	9	19	12	15	17	14	18	13	14	9	**140**
$\hat{Y}$	11.02	17.64	11.02	15.98	18.47	11.85	15.16	15.16	12.68	11.02	**139.99**
$y-\hat{Y}$	2.02-	1.36	0.98	-0.98	1.47-	2.15	2.84	2.16-	1.32	2.02-	
$(y-\hat{Y})^2$	4.09	1.86	0.96	0.97	2.15	4.63	8.08	4.65	1.75	4.09	**33.22**
$\hat{Y}-\bar{y}$	2.98-	3.64	2.98-	1.98	4.47	2.15-	1.16	1.16	1.32-	2.98-	
$(\hat{Y}-\bar{y})^2$	8.87	13.24	8.87	3.94	19.94	4.63	1.34	1.34	1.75	8.87	**72.78**
$y-\bar{y}$	5-	5	2-	1	3	0	4	1-	0	5-	
$(y-\bar{y})^2$	25	25	4	1	9	0	16	1	0	25	**106**

و منه:

$$R^2 = \frac{72.78}{106} = 1 - \frac{33.22}{106} = \mathbf{0.687}$$

وهذا يعني ان نسبة مساهمة المتغير المستقل(الدافعية للتعلم) في التغيرات الملاحظة التي تحدث على المتغير التابع (التحصيل الدراسي) تقدر ب 68.70 % و الباقي 31.30 % تمثل تأثير عوامل أخرى لها علاقة بالتحصيل الدراسي لم تأخذ بعين الاعتبار في نموذج الدراسة. ومنه فالقدرة التفسيرية للنموذج مقبولة وبالتالي فالنموذج جيد وملائم.

-اختبارات المعنوية عند 0.05:

1- معنوية النموذج ككل : يمكن اختبار معنوية معامل التحديد ومعادلة الانحدار الخطي ككل من خلال تطبيق اختبارF، حيث يختبر الفرضية الصفرية التالية :

H_0: **النموذج غير معنوي عند مستوى الدلالة 0.05.** ومعادلة الاختبار الملائمة لهذه الفرضية، تأخذ الشكل الآتي:

$$\boldsymbol{F = \frac{\frac{R^2}{k-1}}{\frac{1-R^2}{n-k}}}$$

بالتعويض:

$$\boldsymbol{F} = \frac{\frac{0.6865}{2-1}}{\frac{1-0.6865}{10-2}} = \frac{\frac{0.6865}{1}}{\frac{0.3135}{8}} = \mathbf{17.528}$$

إيجاد قيمة $\boldsymbol{F}$ الجدولية عند 0.05 و درجة الحرية (البسط k-1 و المقام n-k) :

$$\boldsymbol{F}_{\text{الجدولية}}(\mathbf{0.05}\,;\mathbf{1}\,;\mathbf{8}) = \mathbf{5.32} \qquad \textbf{(انظر الملحق رقم 7)}$$

بمان $\boldsymbol{F}$ المحسوبة (17.528) اكبر من $\boldsymbol{F}$ الجدولية (5.32) فإننا نرفض الفرضية الصفرية ونأخذ بالفرضية البديلة التي تقر بمعنوية النموذج عند 0.05

2-اختبار معنوية معاملات النموذج:

2-1-اختبار الدلالة الإحصائية لمعامل الانحدار b من خلال :

*إيجاد قيمة t من العلاقة:

$$t = \frac{b}{S.E_b}$$

بحيث:

$$S.E_b = \sqrt{\frac{\sum(y-\hat{Y})^2}{(\sum x^2 - n(\bar{x})^2)(n-2)}}$$

$$S.E_b = S.E_{\hat{y}}\sqrt{\frac{1}{S_{xx}}}$$

$$S.E_b = S.E_{\hat{y}}\sqrt{\frac{1}{S_{xx}}} = 2.037 * \sqrt{\frac{1}{(\sum x^2 - n(\bar{x})^2)}} = 2.037 * \sqrt{\frac{1}{(1956 - 10(13.6)^2)}}$$

$$\boldsymbol{S.E_b = 0.198}$$

و بالتعويض نجد :

$$\text{المحسوبة } t = \frac{0.827}{0.198} = \mathbf{4.177}$$

إيجاد قيمة t الجدولية عند مستوى الدلالة 0.05 و درجة الحرية df=n-2=10-2=8

$t(0.05\ ;\ 8) = 2.306$ الجدولية **(انظر الملحق رقم 3)**

بمان قيمة t المحسوبة اكبر من قيمة t الجدولية فهذا يعني ان معامل الانحدار دال احصائيا ، و منه نرفض الفرضية الصفرية و نقبل الفرضية البديلة التي تقر بوجود علاقة تأثير بين دافعية التعلم و التحصيل الدراسي لدى التلاميذ.

2-2-اختبار الدلالة الإحصائية لثابت الانحدار a من خلال :

***إيجاد قيمة t من العلاقة:**

$$t = \frac{a}{S.E_a}$$

حيث يمكن إيجاد الخطأ المعياري وفقاً للصيغة الآتية:

$$S.E_a = S.E_{\hat{y}} \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{\bar{x}^2}{(\sum x^2 - n(\bar{x})^2)}}$$

بالتعويض:

$$S.E_a = 2.037 \sqrt{\frac{1}{10} + \frac{13.6^2}{(1956 - 10(13.6)^2)}} = 2.037 * \sqrt{\frac{1}{10} + \frac{13.6^2}{(1956 - 10(13.6)^2)}} = \mathbf{2.763}$$

$$t_{\text{المحسوبة}} = \frac{a}{S.E_a} = \frac{2.752}{2.763} = \mathbf{0.996}$$

نقوم بإيجاد قيمة t الجدولية عند مستوى الدلالة 0.05 و درجة الحرية df=n-2=10-2=8

الجدولية $\boldsymbol{t(0.05 \quad ; \quad 8) = 2.306}$ (انظر الملحق رقم 3)

المقارنة : بمان قيمة t المحسوبة اصغر من قيمة t الجدولية فهذا يعني ان ثابت الانحدار a غير دال احصائيا ، ومنه نقبل الفرضية الصفرية التي تنفي معنوية ثابت الانحدار a ، أي أن معادلة خط الانحدار تمر بنقطة الأصل.

-ماهي درجة التحصيل للتلميذ الذي درجة دافعيته نحو التعلم تساوي 11؟

التنبؤ بتحصيل التلميذ الذي درجة دافعيته نحو التعلم تساوي 11 :

$$\hat{Y} = 2.752 + 0.827\, x = 2.752 + 0.827 * 11 = 11.849$$

تحصيل التلميذ = 11.849

3- الأساليب الإحصائية اللابارامترية Non-Paramétrique

اختبار الفرضيات الارتباطية بالأساليب اللابارامترية هو نهج إحصائي يُستخدم عندما تكون البيانات لا تحقق الافتراضات اللازمة للاختبارات البارامترية التقليدية، مثل التوزيع الطبيعي. وفيما يلي بعض الأساليب اللابارامترية الشائعة لاختبار الفرضيات الارتباطية:

1–معامل الارتباط سبيرمان للرتب(Spearman)

في كثير من الأحيان يتعذر على الباحث التربوي والنفسي ان يقيس خاصية او سمة او متغير بطريقة موضوعية ولكنه يستطيع ان يرتب الافراد من حيث توافر هذه الخاصية لديهم عندئذ يصبح استخدام معامل ارتباط الرتب مناسبا وهو يهدف الى قياس التغير الاقتراني الموجود بين ترتيب الافراد بالنسبة لسمة او متغير وترتيبهم بالنسبة لسمة أخرى او متغير اخر. ويمكن أيضا ترتيب قيم متغيرين فيما بينهما تصاعديا او تنازليا أي تحديد رتبة لكل قيمة بالنسبة للقيم الأخرى وعندما تتساوى قيمتان او اكثر يحسب المتوسط الحسابي لرتب هذه القيم حتى يكون الترتيب منتظما (تنازليا او تصاعديا) وتعتبر طريقة نظام الترتيب مناسبة لحساب معامل الارتباط اذ لم يزد عدد الحالات عن ثلاثين. ويعطى معامل الارتباط للرتب لسبيرمان من العلاقة الاتية :(جريجوري وآخرون, 2020, ص 250)

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

حيث n: عدد الافراد ، D^2 مربع الفرق بين الرتب على المتغيرين x و y .

و يتم اللجوء إليه عندما نريد تقدير العلاقة بين متغيرين من المستوى الرتبي ، او متغيرين كميين احدهما على الأقل لا تتوزع بياناته توزيعا اعتداليا . أو عندما يكون حجم العينة صغير (اقل من 30). و يمكن التأكد من الدلالة الإحصائية لمعامل الارتباط سبيرمان **Spearman** من خلال إتباع الخطوات التالية:

1-إيجاد قيمة معامل الارتباط المحسوبة بالمعادلة اعلاه.

2-إيجاد قيمة معامل الارتباط **Spearman** الجدولية **(الملحق رقم 6)** عند مستوى دلالة معين (0.05 او 0.01) ودرجة الحرية **df=n-1**

3-مقارنة القيمة المحسوبة مع القيمة الجدولية ، فإذا كانت قيمة معامل الارتباط المحسوبة اكبر او تساوي القيمة الجدولية ، فهذا يعني وجود دلالة إحصائية . أما إذا كانت قيمة معامل الارتباط المحسوبة اصغر من القيمة الجدولية ، فهذا يعني عدم وجود دلالة إحصائية.

4-اتخاذ القرار: يتم رفض الفرضية الصفرية وقبول الفرضية البديلة في حالة وجود دلالة إحصائية ، وبالتالي يمكن التعميم على المجتمع . واما قبول الفرضية الصفرية في حالة عدم وجود دلالة إحصائية ، وبالتالي لا يمكن التعميم على المجتمع. ويبقى معامل الارتباط المحسوب مقتصرا على العينة المدروسة فقط.

مثال: أراد باحث اجراء دراسة للبحث في العلاقة بين المتغيرين x و y وقد تحصل على البيانات الموجودة في الجدول الاتي:

الافراد	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
المتغيرx	9	11	13	15	17	19	19	21	23	25	27	29
المتغيرy	6	5	8	8	10	9	10	11	12	12	14	13

المطلوب: اختبار الفرضية الصفرية: لا توجد علاقة ارتباطية دالة احصائيا بين المتغيرين x و y عند مستوى الدلالة 0.05 و 0.01 مع افتراض عدم اعتدالية التوزيع لاحد المتغيرين.

الحل: الفرضية ارتباطية والمتغيرين كميين احدهما لا تتوزع بياناته اعتداليا ويمكن تحويل بياناتهما الى رتب وبالتالي فالاسلوب الاحصائي المناسب هو معامل سبيرمان للرتب والذي معادلته كالتالي:

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

ويمكن التأكد من الدلالة الإحصائية لمعامل الارتباط سبيرمان **Spearman** واختبار الفرضية الصفرية من خلال إتباع الخطوات التالية:

- إيجاد قيمة معامل الارتباط المحسوبة بالمعادلة اعلاه. ومن اجل ذلك نقوم بإنشاء جدول مساعد على النحو الاتي:

الافراد	المتغيرx	المتغيرy	رتبة المتغيرx	رتبة المتغيرy	الفرق بين الرتب D	مربع الفرق بين الرتب D^2
1	9	6	1	2	1-	1
2	11	5	2	1	1+	1
3	13	8	3	3.5	0.5-	0.25
4	15	8	4	3.5	0.5+	0.25
5	17	10	5	6.5	1.5-	2.25
6	19	9	6.5	5	1.5+	2.25
7	19	10	6.5	6.5	0	0
8	21	11	8	8	0	0
9	23	12	9	9.5	0.5-	0.25
10	25	12	10	9.5	0.5+	0.25
11	27	14	11	12	1-	1
12	29	13	12	11	1+	1
المجموع∑						**9.5**

- و بالتعويض في المعادلة أعلاه :

$$r_s = 1 - \frac{6*9.5}{12(144-1)} = 1 - \frac{57}{1716} = 1 - 0.03322 = 0.96678$$

- إيجاد قيمة معامل الارتباط الجدولية عند مستوى دلالة معين (0.05 او 0.01) و درجة الحرية11= **df=12-1**

$r_s(\alpha - df)$(تستخرج من الجدول النظري لقيم معامل سبيرمان . انظر الملحق رقم 6)

$$r_s(0.05-11) = 0.618$$
$$r_s(0.01-11) = 0.755$$

- مقارنة القيمة المحسوبة مع القيمة الجدولية : قيمة معامل الارتباط المحسوبة (0.96678) اكبر من القيمة الجدولية (0.618) عند 0.05 فهذا يعني وجود دلالة إحصائية. كما ان قيمة معامل الارتباط المحسوبة (0.96678) اكبر من القيمة الجدولية (0.755) عند 0.01 فهذا يعني وجود دلالة إحصائية.
- اتخاذ القرار: رفض الفرضية الصفرية و قبول الفرضية البديلة التي تقر بوجود علاقة ارتباطية بين المتغيرين ، وبالتالي يمكن التعميم على المجتمع .

2–معامل الاقتران فاي الأصيل(Phi)

ان معامل فاي Phi حالة خاصة من معامل الارتباط بيرسون ، ويمكن اللجوء إلى معامل فاي Phi عندما نريد تقدير العلاقة بين متغيرين نوعيين مقسمين تقسيما ثنائيا حقيقيا. ومن الأمثلة على ذلك العلاقة بين الجنس(ذكور، اناث) والانتماء السياسي(ديمقراطي، جمهوري) والعلاقة بين التدخين(يدخن، لايدخن) والموت بسبب السرطان وأسباب أخرى. وقيمته تتراوح من -1 إلى 1، مما يعكس وجود علاقة سالبة أو موجبة أو عدم وجود علاقة.

ويتم حسابه من خلال المعادلة :

$$\emptyset = \frac{A*D-B*C}{\sqrt{(A+C)(B+D)(A+B)(C+D)}}$$

ويعتمد حساب معامل **فاي** على انشاء جدول التوافق وهو جدول مزدوج يتضمن فئات المتغيرين ويكون على النحو التالي :

المجموع	المتغيرY		المتغيرات	
	Y_2	Y_1		
A+B	B	A	X_1	المتغيرX
C+D	D	C	X_2	
N	B+D	A+C	المجموع	

حيث تمثل الاحرف الموجودة في خلايا الجدول تكرارات لفئات المتغيرين .

ولاختبار الدلالة الإحصائية لمعامل فايPhi المحسوب:

1-صياغة الفرضيات

- الفرضية الصفرية: لا يوجد ارتباط بين المتغيرين عند مستوى الدلالة α.
- الفرضية البديلة : يوجد ارتباط بين المتغيرين عند مستوى الدلالة α.

2- نقوم بتحويل قيمة **Phi** المحسوبة إلى قيمة $\mathbf{x^2}$ من خلال المعادلة الآتية:

$$x^2 = N * \emptyset^2$$

3-إيجاد قيمة x^2 الجدولية **(الملحق رقم 4)** عند مستوى الدلالة α و درجة الحرية **df** .

حيث **df** = (عدد الصفوف-1)(عدد الأعمدة -1).

4-مقارنة x^2 المحسوبة مع x^2 الجدولية . فإذا كانت قيمة x^2 المحسوبة اكبر او تساوي القيمة الجدولية ، فهذا يعني وجود دلالة إحصائية . أما إذا كانت قيمة x^2المحسوبة اصغر من القيمة الجدولية ، فهذا يعني عدم وجود دلالة إحصائية.

5-اتخاذ القرار: يتم رفض الفرضية الصفرية وقبول الفرضية البديلة في حالة وجود دلالة إحصائية ، وبالتالي يمكن التعميم على المجتمع . واما قبول الفرضية الصفرية في حالة عدم وجود دلالة إحصائية ، وبالتالي لا يمكن التعميم على المجتمع . ويبقى معامل الارتباط المحسوب مقتصرا على العينة المدروسة فقط.

مثال: على فرض ان احد الباحثين أراد ان يجد العلاقة بين الجنس والانتماء السياسي ، فاختار عينة مؤلفة من 15 فرد ا (8 ذكور ، 7 اناث) وبعد سؤالهم عن انتمائهم السياسي ، تحصل الباحث على البيانات الواردة في الجدول التالي:

الجنس	1	1	1	1	1	1	1	1	2	2	2	2	2	2	2
الانتماء السياسي	1	1	2	1	2	1	1	1	2	2	2	1	2	1	1

المطلوب حساب معامل الارتباط بين الجنس و الانتماء السياسي واختبار الدلالة الإحصائية للعلاقة عند مستوى الدلالة 0.01. مع العلم ان تصنيف فئات المتغير هي كالتالي:

بالنسبة لمتغير الجنس : ذكور =1 و الاناث = 2

بالنسبة لمتغير الانتماء السياسي : ديموقراطي = 1 و جمهوري = 2

الحل: توجد إمكانية تنظيم البيانات الواردة في الجدول اعلاه في جدول X22 والذي يسمى بجدول التوافق، إذ نقوم بتوزيع هذه البيانات على شكل تكرارات بحيث يتم استخدام التصنيف اعلاه للمتغيرين ، وبتطبيق هذه المعطيات على الجدول اعلاه، فإننا نحصل على الجدول التالي:

المتغيرات		الانتماء السياسي				المجموع	
		ديمقراطي		جمهوري			
الجنس	ذكور	A	6	B	2	8	A+B
	اناث	C	3	D	4	7	C+D
المجموع		A+C	9	B+D	6	15	N

انطلاقا من بيانات الجدول نقوم بإيجاد قيمة معامل **Phi** Ø من خلال التعويض في المعادلة :

$$Ø = \frac{A*D - B*C}{\sqrt{(A+C)(B+D)(A+B)(C+D)}}$$

$$Ø = \frac{6*4-2*3}{\sqrt{(9)(6)(8)(7)}} = \mathbf{0.327}$$

و لاختبار الدلالة الإحصائية لمعامل **Phi** المحسوب نقوم ب:

1-صياغة الفرضيات

- الفرضية الصفرية: لا يوجد ارتباط بين الجنس و الانتماء السياسي عند مستوى الدلالة 0.01
- الفرضية البديلة : يوجد ارتباط بين الجنس و الانتماء السياسي عند مستوى الدلالة 0.01

2- نقوم بتحويل قيمة الى قيمة من العلاقة :

$$\boldsymbol{x^2 = N * Ø^2 = 15 * 0.327^2 = 1.61}$$

$$x^2_{\text{المحسوبة}} = 1.610$$

3-ثم إيجاد قيمة x^2 الجدولية عند مستوى الدلالة 0.01 و درجة الحرية **df** حيث:

df = (عدد الصفوف -1)(عدد الاعمدة -1)= (2 -1)(2 -1)=1

$x^2_{\text{الجدولية}}(0.01\ ,1) = 6.635$ **(انظر الملحق رقم 4)**

4-بالمقارنة نجد ان x^2 المحسوبة(1.61) اصغر من x^2 الجدولية (6.635). فهذا يعني عدم وجود دلالة إحصائية. وبالتالي لا يمكن التعميم على المجتمع الاحصائي.

5-قبول الفرضية الصفرية التي تنفي وجود علاقة بين المتغيرين و يبقى معامل **Phi** Ø المحسوب مقتصرا على العينة المدروسة فقط.

3–معامل التوافق C (coefficient de contingence)

يستخدم **معامل التوافق C** لقياس قوة الارتباط بين متغيرين اسميين في جداول الاقتران ذات الأبعاد المختلفة، وليس مقتصراً على جداول 2×2 . فهو اقل تأثرا بعدد الصفوف والأعمدة . تتراوح قيمته بين 0 و 1، حيث تشير القيم القريبة من 0 إلى عدم وجود ارتباط، والقيم القريبة من 1 تشير إلى ارتباط قوي. يمكن أن يصل إلى 1 فقط في حال كان الجدول مربعاً (عدد الصفوف يساوي عدد الأعمدة). فاذا كان معامل **فاي** يشير إلى نوع العلاقة (إيجابية أو سلبية) بالإضافة إلى قوتها، فان معامل التوافق يشير فقط إلى قوة العلاقة. ويمكن استخدام معامل التوافق مع جداول الاقتران المربعة وغير المربعة.ومع ذلك، فإن هذا المعامل لا يأخذ حجم الجدول بعين الاعتبار بشكل مباشر، مما قد يجعله أقل دقة عند التعامل مع الجداول ذات الأحجام المختلفة. ويعتبر مناسبا للجداول التي تكون أبعادها صغيرة أو متوسطة، بغض النظر عما إذا كانت مربعة أم لا. فهو مناسب للاستخدام مع جداول الاقتران المختلفة ولكنه محدود في قدرته على الوصول إلى القيم القصوى.

و يمكن إيجاد قيمة معامل التوافق C عن طريق المعادلة التالية :

$C = \sqrt{\dfrac{x^2}{x^2+N}}$	حيث : $x^2 = \sum \dfrac{(f0-fe)^2}{fe}$ fo : التكرار الملاحظ fe : التكرار المتوقع.	fe : التكرار المتوقع. $f_e = \dfrac{\sum L * \sum C}{N}$

كما يمكن إيجاد قيمة معامل التوافق c من المعادلة الآتية:

$C = \sqrt{\dfrac{M-1}{M}}$	حيث : $M = \sum \dfrac{(f0)^2}{Sr * Tk}$ fo : التكرار الملاحظ. Sr: مجموع الصف. Tk: مجموع العمود.

و لاختبار الدلالة الإحصائية لمعامل التوافق المحسوب نتبع الخطوات الاتية :

1- صياغة الفرضيات:

- الفرضية الصفرية: لا يوجد ارتباط بين المتغيرين عند مستوى الدلالة α.
- الفرضية البديلة :يوجد ارتباط بين المتغيرين عند مستوى الدلالة α.

2- نقوم بتحويل قيمة C المحسوبة إلى قيمة x^2 من خلال المعادلة الآتية:

$$x^2 = \frac{N * C^2}{1 - C^2}$$

3-إيجاد قيمة x^2 الجدولية(الملحق رقم 4) عند مستوى الدلالة α ودرجة الحرية **df**. حيث **df** = (عدد الصفوف-1)(عدد الأعمدة -1)

4-مقارنة x^2 المحسوبة مع x^2 الجدولية . فإذا كانت قيمة x^2 المحسوبة اكبر او تساوي القيمة الجدولية ، فهذا يعني وجود دلالة إحصائية . أما إذا كانت قيمة x^2المحسوبة اصغر من القيمة الجدولية ، فهذا يعني عدم وجود دلالة إحصائية.

5-اتخاذ القرار: يتم رفض الفرضية الصفرية وقبول الفرضية البديلة في حالة وجود دلالة إحصائية ، وبالتالي يمكن التعميم معامل الارتباط المحسوب على المجتمع . و اما قبول الفرضية الصفرية في حالة عدم وجود دلالة إحصائية ، وبالتالي لا يمكن التعميم على المجتمع . ويبقى معامل الارتباط المحسوب مقتصرا على العينة المدروسة فقط.

مثال: أراد باحث دراسة العلاقة بين متغير الوسط الحضري ومتغير مشاهدة مقابلات كرة القدم لدى شباب ولاية ما، فقام بإجراء دراسته على عينة ممثلة لمجتمع الدراسة تم اختيار افرادها بطريقة عشوائية، وقد تم الحصول على البيانات الموضحة في الجدول الموالي:

مشاهدة مقابلات كرة القدم / الوسط الحضري	يشاهد	لا يشاهد	غير مهتم	المجموع
ريف	20	22	5	47
مدينة	25	23	8	56
شبه مدينة	15	07	9	31
المجموع	60	52	22	134

و كانت لدينا الفرضية الصفرية القائلة :

لا توجد علاقة ارتباطية بين الوسط الحضري ومشاهدة مقالات كرة القدم لدى افراد مجتمع الدراسة .

المطلوب : 1- حدد الأسلوب الاحصائي المناسب لاختبار الفرضية الصفرية مع التبرير.

2-اختبر الفرضية الصفرية عند مستوى الدلالة 0.01.

الحل: 1-تحديد الأسلوب الإحصائي المناسب لاختبارهذه الفرضية :

الفرضية ارتباطية + وجود متغيرين نوعيين من المستوى الاسمي ، متغير الوسط الحضري متغير نوعي اسمي مقسم تقسيما اكثر من ثنائي. ومتغير مشاهدة مقابلات كرة القدم متغير نوعي اسمي مقسم تقسيما أكثر من ثنائي. ومنه فالأسلوب الإحصائي المناسب لاختبار هذه الفرضية هو معامل التوافق c الذي معادلته هي:

$$c = \sqrt{\frac{M-1}{M}}$$

بحيث

$$M = \sum \frac{fo^2}{Sr * Tk}$$

fo : التكرار الملاحظ. *Sr*: مجموع الصف. *Tk*: مجموع العمود.

و هو ينتمي إلى الإحصاء اللابارامتري، لان بيانات المتغيرين نوعية (اسمية) و تقسيم كل منهما اكثر من ثنائي.

إنشاء الجدول المناسب(جدول التوافق)

مشاهدة مقابلات كرة القدم / الوسط الحضري	يشاهد	لا يشاهد	غير مهتم	المجموع
ريف	fo 20	fo 22	fo 5	Sr 47
مدينة	fo 25	fo 23	fo 8	Sr 56
شبه مدينة	fo 15	fo 07	fo 9	Sr 31
المجموع	Tk 60	Tk 52	Tk 22	N 134

- إيجاد قيمة M بالتعويض في المعادلة:

$$\mathrm{M} = \sum \frac{fo^2}{Sr * Tk}$$

$$M = \frac{20^2}{47*60} + \frac{22^2}{47*52} + \frac{5^2}{47*22} + \frac{25^2}{56*60} + \frac{23^2}{56*52} + \frac{8^2}{56*22} + \frac{15^2}{31*60} + \frac{7^2}{31*52} + \frac{9^2}{31*22}$$

$$M = 0.1418 + 0.1980 + 0.0241 + 0.1860 + 0.1816 + 0.0519 + 0.1209 + 0.0304 + 0.1187$$

$$\boldsymbol{M} = \mathbf{1.0534}$$

- إيجاد قيمة معامل التوافق $\boldsymbol{C}$ بالتعويض في المعادلة:

$$c = \sqrt{\frac{M-1}{M}}$$

$$c = \sqrt{\frac{1.0534-1}{1.0534}} = \mathbf{0.226}$$

و للحكم على معامل التوافق المحسوب فإننا بحاجة إلى إيجاد القيمة القصوى لمعامل التوافق والتي يتم حسابها من خلال المعادلة :

$c = \sqrt{\frac{k-1}{k}}$	حيث: $\boldsymbol{k}$= عدد الأعمدة أو الصفوف أيهما اصغر.

و بالتعويض :

$$c = \sqrt{\frac{k-1}{k}} = \sqrt{\frac{3-1}{3}} = \sqrt{0.666} = 0.816$$

$$c = 0.816$$

بالمقارنة نجد ان القيمة المحسوبة اقل بكثير من القيمة القصوى منه فالعلاقة الارتباطية بين المتغيرين ضعيفة.

ولاختبار الدلالة الإحصائية لمعامل التوافق المحسوب عند 0.01 نقوم بصياغة الفرضيات :

الفرضية الصفرية : لاتوجد علاقة ارتباطية بين الوسط الحضري ومشاهدة مقالات كرة القدم لدى افراد مجتمع الدراسة .
الفرضية البديلة : توجد علاقة ارتباطية بين الوسط الحضري ومشاهدة مقالات كرة القدم لدى افراد مجتمع الدراسة.

1- نقوم بتحويل قيمة **C** المحسوبة إلى قيمة $\mathbf{x^2}$ من خلال المعادلة الآتية:

$$x^2 = \frac{N * C^2}{1 - C^2}$$

بالتعويض في المعادلة اعلاه نحصل على:

$$x^2 = \frac{134 * 0.226^2}{1 - 0.266^2} = \frac{6.8441}{0.9489} = \mathbf{7.21}$$

2-إيجاد قيمة $\boldsymbol{x^2}$ الجدولية عند مستوى الدلالة 0.01 و درجة الحرية **df** ،

حيث **df** = (عدد الصفوف-1)(عدد الأعمدة -1) = (3-1)(3-1) = 4 . و بالرجوع إلى الجدول النظري لقيم $\boldsymbol{x^2}$ نجد أن:

$\boldsymbol{x^2}$ الجدولية عند (0.01 - 4)=13.28. (انظر الملحق رقم 4)

3--مقارنة $\boldsymbol{x^2}$ المحسوبة مع $\boldsymbol{x^2}$ الجدولية فنجد أن $\boldsymbol{x^2}$ المحسوبة(7.21) اقل من $\boldsymbol{x^2}$ الجدولية(13.28) و هذا يعني عدم وجود دلالة إحصائية.

4-اتخاذ القرار: بما أن $\boldsymbol{x^2}$ ليست دالة إحصائية ، فإننا نقبل بالفرضية الصفرية التي تنفي وجود علاقة ارتباطية بين متغير الوسط الحضري و متغير مشاهدة مقابلات كرة القدم وبالتالي لا يمكن تعميم قيمة الارتباط الملاحظة على المجتمع الذي سحبت منه العينة و يبقى مقتصرا على العينة المدروسة فقط.

كما يمكن حساب معامل التوافق من العلاقة :

$C = \sqrt{\frac{x^2}{x^2 + N}}$	حيث : $$x^2 = \sum \frac{(f0 - fe)^2}{fe}$$ ***fo*** : التكرار الملاحظ ***fe*** : التكرار المتوقع.	***fe*** : التكرار المتوقع. $$f_e = \frac{\sum L * \sum C}{N}$$

التكرارات المتوقعة لاي خلية من الخلايا = (مجموع الصف التى تنتمى اليها الخلية × مجموع العمود الذي تنتمى اليه الخلية) / المجموع الكلى للخلايا

1-إنشاء الجدول المناسب(التكرار الملاحظ و التكرار المتوقع).

2-بالتعويض في المعادلة اعلاه نجد أن التكرار المتوقع للخلية الأولى(20) :

$$f_e = \frac{\sum L * \sum C}{N} = \frac{47 * 60}{134} = \mathbf{21.04}$$

و بإجراء نفس العملية مع باقي الخلايا فنحصل على الجدول التالي:

مشاهدة مقابلات كرة القدم / الوسط الحضري		يشاهد	لا يشاهد	غير مهتم	المجموع
ريف	*fo*	20	22	5	**47**
	fe	21.04	18.23	7.71	
مدينة	*fo*	25	23	8	**56**
	fe	25.07	21.73	9.19	
شبه مدينة	*fo*	15	7	9	**31**
	fe	13.88	12.03	5.09	
المجموع		**60**	**52**	**22**	***N*** **134**

3-من خلال الجدول و بالتعويض في المعادلة يتم إيجاد قيمة $\boldsymbol{x^2}$:

$$\boldsymbol{x^2 = \sum \frac{(f0 - fe)^2}{fe}}$$

$$x^2 = \frac{(20-21.04)^2}{21.04} + \frac{(22-18.23)^2}{18.23} + \frac{(5-7.71)^2}{7.71} + \frac{(25-25.07)^2}{25.07} + \frac{(23-21.73)^2}{21.73}$$

$$+ \frac{(8-9.19)^2}{9.19} + \frac{(15-13.88)^2}{13.88} + \frac{(7-12.03)^2}{12.03} + \frac{(9-5.09)^2}{5.09}$$

$$x^2 = 0.0514 + 0.7796 + 0.9525 + 0.0003 + 0.0742 + 0.1541 + 0.0903 + 2.1030 + 3.0035$$
$$= \mathbf{7.21}$$

4-للحصول على قيمة معامل التوافق c نقوم بالتعويض في المعادلة التالية:

$$c = \sqrt{\frac{x^2}{x^2 + N}} = \sqrt{\frac{7.21}{7.21 + 134}} = \sqrt{0.0510} = \mathbf{0.226}$$

و للحكم على معامل التوافق فإننا بحاجة إلى إيجاد القيمة القصوى لمعامل التوافق و التي يتم حسابها من خلال المعادلة :

حيث: $\boldsymbol{k}$= عدد الأعمدة أو الصفوف أيهما اصغر.	$c = \sqrt{\frac{k-1}{k}}$

و بالتعويض :

$$c = \sqrt{\frac{k-1}{k}} = \sqrt{\frac{3-1}{3}} = \sqrt{0.666} = 0.816$$

$$c = 0.816$$

و بمقارنة قيمة $\boldsymbol{C}$ المحسوبة (0.226) مع القيمة القصوى $\boldsymbol{C}$ (0.816) فيمكن القول أن الارتباط ضعيف بين الوسط الحضري و مشاهدة مقابلات كرة القدم.

5--و لاختبار الدلالة الإحصائية لقيمة $\boldsymbol{x^2}$ المحسوبة نقوم بنفس الخطوات السابقة المتبعة عند استخدام المعادلة الاولى.

4-معامل كرامر (Cramér's V)

معامل كرامر(Cramér's V) هو مقياس يستخدم لقياس قوة الارتباط بين متغيرين اسميين في جداول الاقتران ذات الأبعاد الأكبر من 2×2.، وله خصائص واستخدامات متميزة مقارنة بمعامل Phi ومعامل التوافق. معامل كرامر **Cramér's V** يعكس درجة الارتباط بين المتغيرات النوعية الاسمية ، ويأخذ قيمة بين 0 و 1، حيث تشير القيم القريبة من 0 إلى عدم وجود ارتباط، والقيم القريبة من 1 تشير إلى ارتباط قوي. و القيمة 0 تعني عدم وجود علاقة بين المتغيرات، بينما قيمة 1 تدل على وجود علاقة تامة. يمكن أن يصل إلى 1 بغض النظر عن شكل الجدول. فهو أكثر مرونة وملاءمة للجداول ذات الأبعاد المختلفة ويعتبر مقياساً أكثر دقة لقوة الارتباط في الحالات التي تكون فيها الجداول غير مربعة. فاذا كان معامل Phi يمكن أن يأخذ القيم السلبية (يدل على نوع العلاقة سواء كانت إيجابية أو سلبية)، فان معامل كرامر يأخذ القيم الإيجابية فقط (يدل فقط على قوة العلاقة وليس نوعها)(بوحفص, 2013, ص 111).

معامل **Cramér's V** هو أداة قوية في التحليل الإحصائي للعلاقات بين المتغيرات النوعية ويمكن أن يوفر رؤى هامة حول طبيعة العلاقات بين المتغيرات في الدراسات البحثية والتحليلات البيانية.

كيفية حساب معامل كرامر Cramer's V : يمكن حساب معامل Cramer's V من العلاقة :

$v = \sqrt{\dfrac{2\chi}{n * min(L-1, C-1)}}$	حيث : $x^2 = \sum \dfrac{(f0 - fe)^2}{fe}$ **fo** : التكرار الملاحظ **fe** : التكرار المتوقع.	**fe** : التكرار المتوقع. $f_e = \dfrac{\sum L * \sum C}{N}$

1- حساب قيمة x^2 من المعادلة :

$$x^2 = \sum \frac{(f0 - fe)^2}{fe}$$

2-حساب معامل كرامر: للحصول على قيمة معامل Cramer's V نقوم بالتعويض في المعادلة التالية:

$$v = \sqrt{\frac{2\chi}{n * min(L-1, C-1)}}$$

بحيث x^2 هو الإحصاء الكاي-مربع المحسوب.

n هو إجمالي عدد الحالات.

L هو عدد الصفوف في الجدول ..

C هو عدد الأعمدة في الجدول.

min(L−1,C−1) هو القيمة الأصغر .

ولاختبار الدلالة الإحصائية لمعامل كرامر المحسوب نتبع الخطوات الاتية:

صياغة الفرضيات :

- الفرضية الصفرية: لا يوجد ارتباط بين المتغيرين عند مستوى الدلالة α .
- الفرضية البديلة :يوجد ارتباط بين المتغيرين عند مستوى الدلالة α .

1-إيجاد قيمة x^2 الجدولية (الملحق رقم 4) عند مستوى الدلالة α ودرجة الحرية **df**.

حيث **df** = (عدد الصفوف-1)(عدد الأعمدة -1)

3-مقارنة x^2 المحسوبة مع x^2 الجدولية . فإذا كانت قيمة x^2 المحسوبة اكبر او تساوي القيمة الجدولية ، فهذا يعني وجود دلالة إحصائية . أما إذا كانت قيمة x^2المحسوبة اصغر من القيمة الجدولية ، فهذا يعني عدم وجود دلالة إحصائية.

4-اتخاذ القرار: يتم رفض الفرضية الصفرية و قبول الفرضية البديلة في حالة وجود دلالة إحصائية ، وبالتالي يمكن التعميم معامل الارتباط المحسوب على المجتمع . واما قبول الفرضية الصفرية في حالة عدم وجود دلالة إحصائية ، و بالتالي لا يمكن التعميم على المجتمع . ويبقى معامل الارتباط المحسوب مقتصرا على العينة المدروسة فقط.

مثال1 : أراد باحث دراسة العلاقة بين متغير الوسط الحضري و متغير مشاهدة مقابلات كرة القدم لدى شباب ولاية ما، فقام بإجراء دراسته على عينة ممثلة لمجتمع الدراسة تم اختيار افرادها بطريقة عشوائية، وقد تم الحصول على البيانات الموضحة في الجدول الموالي:

مشاهدة مقابلات كرة القدم / الوسط الحضري	يشاهد	لا يشاهد	غير مهتم	المجموع
ريف	20	22	5	47
مدينة	25	23	8	56
شبه مدينة	15	07	9	31
المجموع	60	52	22	134

اذا كانت لدينا الفرضية الصفرية القائلة :

لا توجد علاقة ارتباطية بين الوسط الحضري و مشاهدة مقابلات كرة القدم لدى افراد مجتمع الدراسة .

المطلوب : - باستخدام معامل كرامر. اختبر الفرضية الصفرية .عند مستوى الدلالة 0.01.

يمكن حساب معامل Cramer's V من العلاقة :

$$v = \sqrt{\frac{2\chi}{n * min(L-1, C-1)}}$$	حيث : $$x^2 = \sum \frac{(f0-fe)^2}{fe}$$ *fo* : التكرار الملاحظ *fe* : التكرار المتوقع.	*fe* : التكرار المتوقع. $$f_e = \frac{\sum L * \sum C}{N}$$

1-حساب قيمة x^2 من المعادلة :

$$x^2 = \sum \frac{(f0 - fe)^2}{fe}$$

إنشاء الجدول المناسب(التكرار الملاحظ و التكرار المتوقع).

$$f_e = \frac{\sum L * \sum C}{N}$$

بالتعويض في المعادلة اعلاه نجد أن التكرار المتوقع للخلية الأولى (20) :

$$f_e = \frac{\sum L * \sum C}{N} = \frac{47 * 60}{134} = 21.04$$

و بإجراء نفس العملية مع باقي الخلايا فنحصل على الجدول التالي:

الوسط الحضري \ مشاهدة مقابلات كرة القدم		يشاهد	لا يشاهد	غير مهتم	المجموع
ريف	fo	20	22	5	47
	fe	21.04	18.23	7.71	
مدينة	fo	25	23	8	56
	fe	25.07	21.73	9.19	
شبه مدينة	fo	15	7	9	31
	fe	13.88	12.03	5.09	
المجموع		60	52	22	N 134

من خلال الجدول و بالتعويض في المعادلة يتم إيجاد قيمة x^2 :

$$x^2 = \sum \frac{(f0 - fe)^2}{fe}$$

$$x^2 = \frac{(20-21.04)^2}{21.04} + \frac{(22-18.23)^2}{18.23} + \frac{(5-7.71)^2}{7.71} + \frac{(25-25.07)^2}{25.07} + \frac{(23-21.73)^2}{21.73} + \frac{(8-9.19)^2}{9.19} + \frac{(15-13.88)^2}{13.88} + \frac{(7-12.03)^2}{12.03} + \frac{(9-5.09)^2}{5.09}$$

$$x^2 = 0.0514 + 0.7796 + 0.9525 + 0.0003 + 0.0742 + 0.1541 + 0.0903 + 2.1030 + 3.0035 = 7.21$$

2-حساب معامل كرامر: – للحصول على قيمة معامل Cramer's V نقوم بالتعويض في المعادلة التالية:

$$v = \sqrt{\frac{2\chi}{n * min(L-1, C-1)}}$$

بحيث x^2 المحسوب=7.21

n هو إجمالي عدد الحالات= 134

L هو عدد الصفوف في الجدول =3

C هو عدد الأعمدة في الجدول=3

min(L−1,C−1) هو القيمة الأصغر =2

بالتعويض :

$$v = \sqrt{\frac{2\chi}{n * min(L-1, C-1)}}$$

$$v = \sqrt{\frac{7.21}{134 * 2}} = 0.164$$

و لاختبار الدلالة الإحصائية لمعامل كرامر المحسوب نتبع الخطوات الاتية:

1-صياغة الفرضيات :

- الفرضية الصفرية: لايوجد ارتباط بين الوسط الحضري ومشاهدة مقابلات كرة القدم. عند مستوى الدلالة 0.01.
- الفرضية البديلة: يوجد ارتباط بين الوسط الحضري و مشاهدة مقابلات كرة القدم. عند مستوى الدلالة 0.01.

2--إيجاد قيمة x^2 الجدولية عند مستوى الدلالة 0.01 و درجة الحرية **df** ،

حيث **df** = (عدد الصفوف-1)(عدد الأعمدة -1) = (3-1)(3-1) = 4 . و بالرجوع إلى الجدول النظري لقيم x^2 نجد أن:

x^2 الجدولية عند (0.01 - 4)=13.28. (انظر الملحق رقم 4)

3-مقارنة x^2 المحسوبة مع x^2 الجدولية فنجد أن x^2 المحسوبة(**7.21**) اقل من x^2 الجدولية(**13.28**) وهذا يعني عدم وجود دلالة إحصائية.

4-اتخاذ القرار: بما أن x^2 ليست دالة إحصائية ، فإننا نقبل بالفرضية الصفرية التي تنفي وجود علاقة ارتباطية بين متغير الوسط الحضري و متغير مشاهدة مقابلات كرة القدم و بالتالي لا يمكن تعميم قيمة معامل الارتباط كرامر الملاحظة على المجتمع الذي سحبت منه العينة و يبقى مقتصرا على العينة المدروسة فقط.

الفصل الثالث:الاساليب الاحصائية لاختبار الفرضيات الفارقية

المحتويات

تمهيد : في عالم الإحصاء، يعد اختبار الفرضيات الفارقية أحد الأدوات الأساسية لتقييم الفروق بين مجموعات البيانات ، تستخدم لتحديد ما إذا كانت الفروق الملاحظة بين مجموعات البيانات تعزى إلى عوامل جوهرية أم أنها ناتجة عن الصدفة. ويعتبر اختبار الفرضيات الفارقية ضروريا في العديد من المجالات، بما في ذلك العلوم الاجتماعية، الطب، التسويق، والعلوم الطبيعية.

خطوات اختبار الفرضيات الفارقية:

- صياغة الفرضيات.
- اختيار مستوى الدلالة(α) عادة ما يتم اختيار مستوى دلالة 0.05 أو 0.01.
- جمع البيانات وحساب الإحصاءات الوصفية: حساب المتوسطات، الانحرافات المعيارية، والتكرارات.
- تحديد الاختبار الإحصائي المناسب: يتوقف نوع الاختبار على طبيعة البيانات وعدد المجموعات.
- حساب قيمة الإحصائية:(Test Statistic) حيث يتم حساب قيمة الإحصائية المناسبة وفقا للاختبار المحدد.
- تحديد القيمة الحرجة (Critical Value) أو قيمة الاحتمالية:(P-value)
- مقارنة قيمة الإحصائية مع القيمة الحرجة أو مقارنة P-value مع مستوى الدلالة.
- اتخاذ القرار: إذا كانت قيمة الإحصائية أكبر من القيمة الحرجة أو P-value أقل من α نرفض الفرضية الصفرية.

إن اختبار الفرضيات الفارقية يتضمن فحص الفروق بين ما هو مفترض وبين ما هو ملاحظ أو محسوب من العينة. فلا يكفي أن نلاحظ فرقا بين متوسطي عينتين أو أكثر ومن ثم تعميمه على المجتمع الذي سحبت منه تلك العينات ، بل يجب اختبار دلالة هذا الفرق ، بمعنى محاولة معرفة هل الفرق الملاحظ بين متوسطي العينتين هو فرق جوهري أو انه فرق ظاهري لا قيمة له كونه راجع إلى الصدفة. فالكثير من الدراسات والبحوث في المجالات النفسية والتربوية وغيرهما تهتم بالمقارنة بين مجموعتين (عينتين) او اكثر ، بهدف معرفة ما اذا كانت هاتين العينتان او هذه العينات مستمدة من مجتمع واحد ام لا ، او تهتم بمعرفة ما اذا كانت هاتان العينتان او اكثر تختلفان عن بعضهما البعض في خاصية او متغير معين ام لا .فعلى سبيل المثال قد يطرح الباحث الأسئلة التالية :

- هل هناك فرق معنوي بين المتزوجين وغير المتزوجين في درجة الذكاء؟
- هل هناك تأثير معنوي لبرنامج تدريبي معين اعطي لمجموعة من الموظفين على رفع مستوى الإنتاجية؟

ويتوقف اختيار الأسلوب الاحصائي المناسب لدراسة الفروق بين المجموعات على مجموعة البيانات . فهل التعامل يتم مع :

1-مجموعتين مستقلتين : تنشا عندما يكون هناك مجموعتان من المفحوصين طبق عليهما مقياس واحد (مقياس الذكاء مثلا) مثل مجموعتي الذكور والاناث ، فيصبح لكل مجموعة درجات مستقلة.

2-مجموعتين مرتبطتين : تنشا عندما يكن هناك مجموعة واحدة من الأشخاص و طبق عليها اختبار واحد مرتين (اختبار قبلي واختبار بعدي) فيكون لكل فرد درجتان ويكون لدينا مجموعتان من البيانات مرتبطتان ، او مجموعة من الأشخاص وطبق على افرادها اختباران او مقياسان سيكون لكل منهم درجتان ، درجة للاختبار الأول ، ودرجة للاختبار الثاني . أي اننا في هذه الحالة نحصل على مجموعتين من البيانات على الرغم من ان مجموعة الافراد واحدة.

كما يتوقف اختيار الأسلوب الاحصائي المناسب لدراسة الفروق على نوع الإحصاء المستخدم : إحصاء معلمي (بارامتري) او إحصاء لامعلمي(لابارامتري)، والذي يعتمد على توافر الاعتدالية في التوزيع من عدمه ، وعلى نوع البيانات و مستوى قياسها (اسمية ، رتبية، فئوية، نسبية)(فهمي, 2005, ص 392). و الجدول التالي يوضح عموما مقارنة بين الأساليب اللابارامترية والأساليب البارامترية:(الفقي وآخرون, 2013, ص 176)

الجدول (4)يمثل مقارنة بين خصائص الأساليب البارامترية و الأساليب اللابارامترية

الأساليب البارامترية	الأساليب اللابارامترية
تصلح للعينات الكبيرة غالبا	تصلح للعينات الصغيرة و الكبيرة أحيانا.
يشترط توفر معلومات عن توزيع المجتمع	لا يشترط افتراضات او معلومات حول توزيع المجتمع
تستخدم في التوزيعات المقيدة بالاعتدالية	تستخدم في التوزيعات الحرة غير المقيدة .
تناسب البيانات الفئوية و النسبية	تناسب البيانات الاسمية و الرتبية وحتى الفئوية و النسبية احيانا
تستغرق وقتا أطول و اقل سهولة	اسهل استخداما واسرع تنفيذا
يشترط طريقة اختيار العينة(العشوائية)	لا يشترط طرق اختيار العينة في اغلب الأحيان.
اقل قوة (يميل الى رفض الفرضية الصفرية)	اكثر قوة

I. الأساليب البارامترية(المعلمية) لاختبار الفرضيات الفارقية:

يعد اختبار الفرضيات الفارقية بالإحصاء البارامتري أحد الأساليب الأساسية في تحليل البيانات، حيث يهدف هذا الاختبار إلى تحديد ما إذا كانت هناك فروق ذات دلالة إحصائية بين مجموعتين أو أكثر من البيانات. ويعتمد اختيار الأسلوب المناسب على نوع البيانات وعدد المجموعات. والافتراضات الأساسية للاختبارات البارامترية هي :

- التوزيع الطبيعي: يفترض أن البيانات تتبع توزيعا طبيعيا.
- تجانس التباينات: يفترض أن تكون تباينات المجموعات متساوية.
- استقلالية العينات: يفترض أن تكون العينات مستقلة عن بعضها البعض.

في الإحصاء، الفرضية الصفرية تعبر عادة عن عدم وجود تأثير أو فرق، بينما الفرضية البديلة تعبر عن وجود تأثير أو فرق. والهدف من الاختبار هو تقديم دليل إحصائي يدعم قبول أو رفض الفرضية الصفرية. ومن بين الاختبارات البارامترية الشائعة:

1-اختبار t : هناك نوعين رئيسيين لاختبار t

اختبار t لعينتين مستقلتين: (Independent t-test) : يستخدم لمقارنة متوسطين لمجموعتين مستقلتين.

اختبار t لعينتين مترابطتين (Paired t-test): : يستخدم لمقارنة متوسطين لمجموعة واحدة في فترتين زمنيتين مختلفتين أو لمجموعتين مترابطتين.

2-تحليل التباين:(ANOVA) : يستخدم لمقارنة متوسطات ثلاث مجموعات أو أكثر.

يعد اختبار الفرضيات الفارقية بالإحصاء البارامتري أداة قوية لتحليل البيانات وتحديد الفروق ذات الدلالة الإحصائية بين المجموعات. ومع ذلك، يجب التأكد من تحقق الافتراضات الأساسية لاستخدام هذه الاختبارات بشكل صحيح. وفي حالة عدم تحقق هذه الافتراضات، يمكن اللجوء إلى الاختبارات غير البارامترية كبديل مناسب.

1-1-الاساليب المتعلقة باختبار الفروق بين عينتين (مجموعتين): ان استخدام أي أسلوب من الأساليب المعلمية لدراسة الفروق بين مجموعتين مستقلتين يتطلب تحقق بعض الافتراضات في البيانات :

- ان يكون المتغير التابع موضوع الدراسة من النوع الفئوي او النسبي.
- ان تكون العينات مختارة عشوائيا.
- ان تكون العينات (المجموعات) مستقلة

- ان تكون بيانات المتغير التابع في المجتمع الذي سحبت منه العينة تتوزع اعتداليا ، غير انه يمكن التغاضي عن هذا الافتراض في حالة كبر حجم العينة.

➢ **<u>اختبار t لفحص الفرضيات المتعلقة بعينتين مستقلتين :</u>**

يعد اختبار t أحد الأساليب الأساسية في تحليل البيانات، ويستخدم لتحديد ما إذا كانت هناك فروق ذات دلالة إحصائية بين متوسطين لعينة أو أكثر. يعتبر هذا الاختبار جزءا من الإحصاء البارامتري ويتطلب بعض الافتراضات الأساسية حول توزيع البيانات. فهناك العديد من الأسئلة التي بحاجة الى إجابة قبل استخدام اختبار t وهذه الأسئلة تتمثل في مايلي :

- هل تباين المجتمع الأول وتباين المجتمع الثاني معروف ؟ اذا كانت الإجابة لا ، فان السؤال الثاني الذي يطرح هو :
- هل حجم العينة الأول اكبر من 120 وحجم العينة الثانية كذلك اكبر من 120 ؟ اذا كانت الإجابة لا يطرح السؤال الثالث:
- هل تباين المجتمع الأول المقدر من العينة الأولى مساو لتباين المجتمع الثاني المقدر من العينة الثانية ؟ اذا كانت الإجابة نعم يتم استخدام اختبار t في حالة تجانس التباين . اما اذا كانت الإجابة لا فيتم استخدام اختبار t في حالة عدم تجانس التباين.

وهناك العديد من الافتراضات التي يقوم عليها استخدام اختبار t لعينتين مستقلتين:

- ان العينتين تم اختيارهما بشكل عشوائي من المجتمع الخاص بكل عينة.
- ان المجتمعين يتصفان بالاعتدالية.
- البيانات ضمن كل عينة مستقلة عن بعضها البعض.
- تجانس التباينين.

إن الافتراضات السابقة يمكن التأكد منها من خلال الإجراءات التي يقوم بها الباحث ، ماعدا الافتراض الأخير فيمكن التأكد منه من خلال استخدام معادلة F التالية :

$$F = \frac{\mathbf{G.V}}{\mathbf{P.V}} = \frac{\text{التباين الاكبر}}{\text{التباين الاصغر}} = \frac{S^2_{\text{الاكبر}}}{S^2_{\text{الاصغر}}}$$

بالمقارنة بين F المحسوبة و F الجدولية اذا كانت F المحسوبة اصغر من F الجدولية، لا توجد دلالة إحصائية ومنه لا يوجد تباين و منه يوجد تجانس.

اما اذا كانت F المحسوبةاكبر من F الجدولية ، توجد دلالة إحصائية و منه يوجد تباين ومنه لايوجد تجانس.

فاذا كانت لدينا البيانات الاتية:

$S_2^2 = 64$	$S_1^2 = 100$
$n_2 = 25$	$n_1 = 26$

لاختبار التجانس في تباين العينتين فإننا نستخدم المعادلة :

$$\mathbf{F} = \frac{\mathbf{G.V}}{\mathbf{P.V}} = \frac{\text{التباين الاكبر}}{\text{التباين الاصغر}} = \frac{S^2_{\text{الاكبر}}}{S^2_{\text{الاصغر}}}$$

وبالرجوع إلى البيانات الواردة في المثال فان :

$$F = \frac{G.V}{P.V} = \frac{100}{64} = 1.56$$

ولاختبار دلالته الإحصائية نقوم بإيجاد القيمة الجدولية F عند مستوى الدلالة 0.05 و درجة الحرية البسط = 26-1 =25 ودرجة الحرية للمقام = 25-1=24 و بالرجوع الى الجدول النظري لقيم F نجد :

$$F(0.05\ ;25\ ;\ 24) = 1.98$$ (انظر الملحق رقم 7)

بالمقارنة نجد ان F المحسوبة اصغر من F الجدولية و منه لا توجد دلالة إحصائية ومنه لا يوجد تباين و منه يوجد تجانس.

خطوات إجراء اختبار t

1-صياغة الفرضيات:

- الفرضية الصفرية : لا يوجد فرق بين المتوسطين.
- الفرضية البديلة : يوجد فرق بين المتوسطين.

2-اختيار مستوى الدلالة: يحدد عادة مستوى الدلالة بمقدار 0.01 -0.05، مما يعني قبول نسبة خطأ1% او 5% في رفض الفرضية الصفرية عندما تكون صحيحة.

3-تحديد نوع اختبار t المناسب: اختبار t لمجموعتين مستقلتين متجانستين او غير متجانستين

4-حساب الإحصائية t : باستخدام الصيغة المناسبة لنوع الاختبار المختار.

5-تحديد القيمة الحرجة: تحدد القيمة الحرجة من جداول التوزيع t بناء على مستوى الدلالة ودرجات الحرية.

6-اتخاذ القرار: - إذا كانت القيمة الإحصائية المحسوبة أكبر من القيمة الحرجة، نرفض الفرضية الصفرية.

-اما إذا كانت القيمة الإحصائية المحسوبة أقل من القيمة الحرجة، نفشل في رفض الفرضية الصفرية.

في اختبار t ، الفرضية الصفرية تعبر عادة عن عدم وجود فرق بين المتوسطين، بينما الفرضية البديلة تعبر عن وجود فرق. والهدف من الاختبار هو تقديم دليل إحصائي يدعم قبول أو رفض الفرضية الصفرية.

✓ **<u>اختبار t في حالة عينتين مستقلتين متجانستين.</u>**

ان اختبار t الذي يستخدم في حالة كون العينتين مستقلتين يمكن حسابه من خلال استخدام المعادلة الاتية :

$$t = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\sqrt{S^2_{\text{المشترك}}\,(\frac{1}{n_1} + \frac{2}{n_2})}}$$

بحيث:

$$S^2_{\text{المشترك}} = \frac{(n_1 - 1)S^2_1 + (n_2 - 1)S^2_2}{(n_1 - 1) + (n_2 - 1)}$$

$\bar{x}_1$:المتوسط الحسابي للعينة1 $\bar{x}_2$:المتوسط الحسابي للعينة2

S^2_1: تباين العينة الأولى . S^2_2 : تباين العينة الثانية .

n1: حجم العينة 1 n2: حجم العينة 2

و لاختبار الدلالة الإحصائية لقيمة t المحسوبة من المعادلة اعلاه نقوم بالخطوات الآتية:

-إيجاد قيمة t المحسوبة من المعادلة اعلاه.

-إيجاد قيمة t الجدولية عند مستوى الدلالة المحددة و درجة الحرية $df=n_1+n_2-2$.

-المقارنة بين t المحسوبة و t الجدولية ، فإذا كانت t المحسوبة اكبر أو تساوي t الجدولية ، هذا يعني وجود دلالة إحصائية ، أما إذا كانت t المحسوبة اقل من t الجدولية ، هذا يعني عدم وجود دلالة إحصائية.

-القرار: في حالة وجود دلالة إحصائية يتم رفض الفرضية الصفرية ، مع إمكانية التعميم على مجتمع الدراسة. اما في حالة عدم وجود دلالة إحصائية فانه يتم قبول الفرضية الصفرية ، لا يمكن التعميم على مجتمع الدراسة وتبقى الفروق الملاحظة مقتصرة على العينات المدروسة.

مثال : على فرض ان احد الباحثين أراد ان يدرس اثر طريقة الحاسوب وطريقة النقاش على التحصيل في اللغة الإنجليزية عند طلبة المرحلة الثانوية ، فاختار عينة عشوائية مكونة من 50 طالبا قام بتوزيعهم عشوائيا الى الطريقتين بالتساوي ، أي 25 طالبا لكل مجموعة ، وبعد ان تم تعريض كل مجموعة لطريقة من الطرق ، طبق عليهما اختبارا تحصيليا في اللغة الإنجليزية و تحصل على البيانات الاتية :

$\bar{X}_1 = 75$	$\bar{X}_2 = 70$
$S_1^2 = 64$	$S_2^2 = 36$
$n_1 = 25$	$n_2 = 25$

المطلوب فحص دلالة الفروق بين المجموعتين في تحصيل اللغة الإنجليزية . عند مستوى0.01

الحل: 1-صياغة الفرضيات:

- الفرضية الصفرية: لا توجد فروق في تحصيل اللغة الإنجليزية تبعا لطريقة التدريس.
- الفرضية البديلة: توجد فروق في تحصيل اللغة الإنجليزية تبعا لطريقة التدريس.

1-تحديد الاسلوب المناسب: لدينا: فرضية فارقية .

متغيرتابع : كمي (درجات التحصيل في اللغة الإنجليزية).

متغير مستقل : اسمي تقسيم ثنائي (طريقة التدريس).

حجم كل عينة اقل من 120.

الأسلوب الاحصائي المناسب هو اختبار ت لعينتين مستقلتين.

2- ولتحديد معادلة t **المناسبة** نقوم باختبار التجانس في التباين من خلال المعادلة :

$$F = \frac{G.V}{P.V} = \frac{\text{التباين الاكبر}}{\text{التباين الاصغر}}$$

و بالرجوع إلى البيانات الواردة في المثال فان :

$$F = \frac{G.V}{P.V} = \frac{64}{36} = 1.777$$

ولاختبار دلالته الإحصائية نقوم بإيجاد القيمة الجدولية F عند مستوى الدلالة 0.01 و درجة الحرية البسط = 25-1 =24 و درجة الحرية للمقام = 25-1=24 و بالرجوع الى الجدول النظري لقيم F نجد :

$$F(0.01\ ;24\ ;\ 24) = 2.659$$
(انظر الملحق رقم 6)

بالمقارنة نجد ان F المحسوبة اصغر من F الجدولية ومنه لا توجد دلالة إحصائية ومنه لا يوجد تباين ومنه يوجد تجانس. بما انه يوجد تجانس في التباين فإننا نستخدم اختبار ت (t) لعينتين مستقلتين متجانستين.

3-إيجاد قيمة الاختبار الإحصائي المحسوبة : الاختبار الاحصائي المناسب في هذه الحالة هو اختبار ت لعينتين مستقلتين متجانستين و الذي صيغته كالتالي :

$$t = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\sqrt{S^2_{\text{المشترك}}\,(\frac{1}{25} + \frac{1}{25})}}$$

بحيث:

$$S^2_{\text{المشترك}} = \frac{(n_1 - 1)S^2{}_1 + (n_2 - 1)S^2{}_2}{(n_1 - 1) + (n_2 - 1)}$$

وبتطبيق المعادلة المناسبة على البيانات الواردة في المثال نجد:

$$S^2_{\text{المشترك}} = \frac{(25 - 1)64 + (25 - 1)36}{(25 - 1) + (25 - 1)} = 50$$

ومنه

$$t = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\sqrt{S^2_{\text{المشترك}}\,(\frac{1}{25} + \frac{1}{25})}} = \frac{75 - 70}{\sqrt{50(\frac{1}{25} + \frac{1}{25})}} = \frac{5}{2} = 2.5$$

4- إيجاد قيمة t الجدولية عند مستوى الدلالة 0.01 و درجة الحرية df=n1+n2-2=50-2=48

وبالرجوع إلى الجدول النظري لقيم t نجد:

$$t\ (0.01\ ;48) = 2.678$$
(انظر الملحق رقم 3)

5-المقارنة: t المحسوبة(2.5) اقل من t الجدولية (2.678) ومنه لا توجد دلالة إحصائية .ومنه يتم قبول الفرضية الصفرية التي تنفي وجود فروق دالة احصائيا في تحصيل اللغة الإنجليزية ترجع الى طريقة التدريس. وبالتالي لا يمكن التعميم على المجتمع الذي سحبت منه العينتين وتبقى الفروق الملاحظة مقتصرة على العينتين المدروستين فقط.

✓ **اختبار t في حالة عينتين مستقلتين غير متجانستين:** في اختبار t للعينات المستقلة، شرط تساوي التباينات ضروري لضمان دقة النتائج. في حالة عدم تساوي التباينات، ينصح باستخدام اختبار Welch's t-test كبديل للحصول على نتائج أكثر دقة. بذلك، يمكن للباحثين اتخاذ قرارات مستنيرة بناء على التحليل الإحصائي المناسب.

ان اختبار t السابق يستخدم عندما يكون هناك تجانس في التباين اما اذا لم يكن هناك تجانس في التباين فإننا نلجأ الى استخدام اختبار t لعدم التجانس والذي صيغته كالتالي:

$$t = \frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{\sqrt{\frac{S_1^2}{N_1} + \frac{S_2^2}{N_2}}}$$

ولاختبار الدلالة الإحصائية لقيمة t المحسوبة نقوم بإيجاد قيمة t الجدولية عند مستوى الدلالة α ودرجة الحرية df.

$$df = \frac{A}{B}$$

بحيث :

$$A = \left(\frac{S_1^2}{N_1} + \frac{S_2^2}{N_2}\right)^2$$

$$B = \frac{\left(\frac{S_1^2}{N_1}\right)^2}{N_1 - 1} + \frac{\left(\frac{S_2^2}{N_2}\right)^2}{N_2 - 1}$$

ثم المقارنة بين t المحسوبة و t الجدولية ، فإذا كانت t المحسوبة اكبر أو تساوي من t الجدولية ، هذا يعني وجود دلالة إحصائية ، أما إذا كانت t المحسوبة اقل من t الجدولية ، هذا يعني عدم وجود دلالة إحصائية.

اتخاذ القرار: إما رفض الفرضية الصفرية في حالة وجود دلالة إحصائية ، مع إمكانية التعميم على مجتمع الدراسة. أو قبول الفرضية الصفرية في حالة عدم وجود دلالة إحصائية، لا يمكن التعميم على مجتمع الدراسة وتبقى الفروق الملاحظة مقتصرة على العينات المدروسة.

مثال: في دراسة للتعرف على الفروق في التحصيل الدراسي تبعا لمتغير الجنس تم الحصول على البيانات التالية :

العينة 1 : المتوسط الحسابي للذكور= 25 و التباين = 123.87 و حجم العينة=9

العينة 2 : المتوسط الحسابي للإناث= 8 و التباين = 18.66 و حجم العينة=7

المطلوب اختبار الفرضية الصفرية القائلة: لا توجد فروق دالة إحصائيا في التحصيل الدراسي ترجع الى متغير الجنس عند مستوى الدلالة 0.05.

الحل: 1-تحديد الأسلوب الاحصائي المناسب: لدينا: فرضية فارقية .

متغيرتابع : كمي (درجات التحصيل الدراسي). متغير مستقل : اسمي تقسيم ثنائي (الجنس).

حجم كل عينة اقل من 120. الأسلوب الاحصائي المناسب هو اختبارt لعينتين مستقلتين.

2- ولتحديد معادلة t المناسبة نقوم باختبار التجانس في التباين من خلال المعادلة :

$$F = \frac{G.V}{P.V}$$

و بالرجوع إلى البيانات الواردة في المثال فان :

$$F = \frac{G.V}{P.V} = \frac{123.87}{18.66} = 6.633$$

ولاختباردلالته الإحصائية نقوم بإيجاد القيمة الجدولية F عند مستوى الدلالة 0.05 و درجة الحرية البسط = 9-1 =8 و درجة الحرية للمقام = 7-1=6 و بالرجوع الى الجدول النظري لقيم Fنجد :

$$F(0.05\ ;8\ ;\ \ 6) = 4.15$$ (انظر الملحق رقم 7)

وبالمقارنة نجد ان F المحسوبة(6.633) اكبر من F الجدولية(4.15) ومنه توجد دلالة إحصائية ، ومنه يوجد تباين ، ومنه لايوجد تجانس. بما انه لا يوجد تجانس في التباين فإننا نستخدم معادلة اختبار (t) لعينتين مستقلتين غير متجانستين:

$$t = \frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{\sqrt{\frac{S_1^2}{N_1} + \frac{S_2^2}{N_2}}}$$

3-إيجاد قيمة t المحسوبة بالتعويض في المعادلة :

$$t = \frac{25 - 8}{\sqrt{\frac{123.87}{9} + \frac{18.66}{7}}} = \frac{17}{\sqrt{13.763 + 2.665}} = 4.194$$

4-إيجاد قيمة t الجدولية عند مستوى الدلالة 0.05 و درجة الحرية التي تستخرج من المعادلة الآتية:

$$df = \frac{A}{B}$$

بحيث :

$$A = \left(\frac{S_1^2}{N_1} + \frac{S_2^2}{N_2}\right)^2$$

$$B = \frac{(\frac{S_1^2}{N_1})^2}{N_1 - 1} + \frac{(\frac{S_2^2}{N_2})^2}{N_2 - 1}$$

وبالتعويض نجد:

$$A = (\frac{123.87}{9} + \frac{18.66}{7})^2 = 269.94$$

$$B = \frac{(\frac{123.87}{9})^2}{8} + \frac{(\frac{18.66}{7})^2}{6} = 24.86$$

$$df = \frac{269.94}{24.86} = 10.85 \approx 11$$

وبالرجوع إلى الجدول النظري لقيم t نجد :

$t(0.05 \;; 11) = 2.201$ (انظر الملحق رقم 3)

5-بالمقارنة بين t المحسوبة(4.19) و t الجدولية(2.201) نجد أن t المحسوبة اكبر من t الجدولية ومنه توجد دلالة إحصائية.

6-القرار: رفض الفرضية الصفرية التي تنفي وجود فروق دالة إحصائيا في التحصيل الدراسي ترجع الى متغير الجنس ، ونقبل بالفرضية البديلة التي تقر بوجود فروق دالة إحصائيا بين العينتين عند مستوى 0.05 لصالح الذكور ويمكن تعميم ذلك الفرق على المجتمع الذي سحبت منه العينتين.

➢ **اختبار t في حالة العينتين المترابطتين:** يمكن اللجوء الى استخدام اختبار لعينتين مترابطتين في ظل نفس الشروط السابقة في حالة عينتين مستقلتين باستثناء شرط استقلالية العينتين وهي كالتالي:

- ان يكون المتغير التابع موضوع الدراسة من النوع الفئوي او النسبي.
- ان تكون العينات مختارة عشوائيا.
- ان تكون بيانات المتغير التابع في المجتمع الذي سحبت منه العينة هو توزيع طبيعي ، غير انه يمكن التغاضي عن هذا الافتراض في حالة كبر حجم العينة.

ان اختبار t للعينات المترابطة يمكن حسابه من خلال استخدام الصيغة التالية :

$$t = \frac{\overline{D}}{\frac{SD}{\sqrt{N}}}$$

بحيث:$\overline{D}$ المتوسط الحسابي للفروق و يحسب بالمعادلة :

$$\overline{D} = \frac{\sum D}{\text{N}}$$

SD : الانحراف المعياري للفروق. و يحسب بالمعادلة الآتية:

$$SD = \sqrt{\frac{N\sum D^2 - (\sum \text{D})^2}{\text{N}(N - 1^\circ}}$$

N: حجم العينة

ولاختبار الدلالة الإحصائية لقيمة t المحسوبة من المعادلة اعلاه نقوم بالخطوات الآتية:

- إيجاد قيمة t المحسوبة من المعادلة اعلاه.
- إيجاد قيمة t الجدولية عند مستوى الدلالة المحددة و درجة الحرية $df = n - 1$.
- المقارنة بين t المحسوبة و t الجدولية ، فإذا كانت tالمحسوبة اكبر أو تساوي من t الجدولية ، هذا يعني وجود دلالة إحصائية ، أما إذا كانت t المحسوبة اقل من t الجدولية ، هذا يعني عدم وجود دلالة إحصائية.
- القرار: إما رفض الفرضية الصفرية في حالة وجود دلالة إحصائية ، إمكانية التعميم على مجتمع الدراسة. أو قبول الفرضية الصفرية في حالة عدم وجود دلالة إحصائية ، لا يمكن التعميم على مجتمع الدراسة وتبقى الفروق الملاحظة مقتصرة على العينات المدروسة.

مثال: أراد بحث دراسة تأثير معالجة معينة على تحسين الأداء عند مجموعة من الافراد يعانون من ضعف في مهارات الحاسوب ، فاختار عينة مكونة من 10 افراد و طبق عليهم اختبارا قبليا قبل تعريضهم للبرنامج – المعالجة) ، ثم طبق عليهم اختبارا بعديا بعد المعالجة ، وقد حصل الباحث على البيانات الاتية :

الأفراد	الاختبار القبلي	الاختبار البعدي	الفرق D	مربع الفرق D^2
1	5	8	3-	9
2	4	6	2-	4
3	6	8	2	4
4	3	5	2-	4
5	5	7	2-	4
6	6	6	0	0
7	2	4	2-	4
8	5	6	1-	1
9	6	8	2-	4
10	7	7	0	0
	المجموع		**-16**	**34**

المطلوب اختبار الفرضية الصفرية القائلة لا توجد فروق دالة إحصائيا بين الاختبار القبلي والاختبار البعدي عند مستوى الدلالة 0.05.

الحل: $1-$ تحديد الأسلوب الإحصائي المناسب:

الأسلوب المناسب هو اختبار t لعينتين مترابطتين وذلك لان الباحث تعامل مع مجموعة واحدة طبق عليها اختبارا قبليا ثم طبق عليها بعد المعالجة اختبارا بعديا أي أن العينة نفسها.

2-ايجاد قيمة t المحسوبة من المعادلة :

$$t = \frac{\bar{D}}{\frac{SD}{\sqrt{N}}}$$

* إيجاد قيمة $\bar{D}$

$$\bar{D} = \frac{\sum D}{\mathrm{N}} = \frac{-16}{10} = -1.6$$

-إيجاد قيمة SD

$$SD = \sqrt{\frac{N\sum D^2 - (\sum D)^2}{N(N-1)}} = \sqrt{\frac{10*34-(-16)^2}{10(9)}} = \sqrt{\frac{340-256}{90}} = 0.966$$

–إيجاد قيمة t

$$t = \frac{\overline{D}}{\frac{SD}{\sqrt{N}}} = \frac{-1.6}{\frac{0.966}{\sqrt{10}}} = -5.16$$

3-إيجاد قيمة t الجدولية ،بالرجوع إلى الجدول النظري لقيم t (انظر الملحق رقم 3)

نجد t الجدولية (0.05 - 9) t =2.26

4-المقارنة :بإهمال الإشارة ، t المحسوبة (5.16) اكبر من t الجدولية (2.26) و منه توجد دلالة إحصائية.

5-القرار: رفض الفرضية الصفرية التي تنفي وجود فروق دالة إحصائيا و قبول الفرضية البديلة التي تقر بوجود فروق دالة إحصائيا بين الاختبار القبلي و الاختبار البعدي لصالح الاختبار البعدي.

1-2- دراسة الفرق بين نسبتين تابعتين لمجموعتين مستقلتين أو مرتبطتين

يعتبر قياس الفرق بين نسبتين من الأدوات الإحصائية المهمة التي تستخدم في تحليل البيانات المتعلقة بالنسب، سواء كانت هذه النسب تابعتين لمجموعتين مرتبطتين أو مستقلتين. يعد هذا المقياس حيويا في الأبحاث العلمية والطبية والاجتماعية حيث يتم قياس الفروق بين نسبتين لتحديد ما إذا كانت الفروق بينهما ذات دلالة إحصائية أم لا. والنسبة هي ناتج قسمة الجزء على الكل.

ومن الامثلة التي توضح فائدة النسبة في الوصف والتحليل الاحصائي ، نسبة النجاح في امتحان اجري لمجموعة من الطلبة او نسبة الاجابات الصحيحة في احدى الاختبارات الى المجموع الكلي للإجابات وذلك لتحديد مستوى الاسئلة او مستوى الطلبة .... الخ.

1-2-1- اختبار"Z " لدراسة الفرق بين نسبتين تابعتين لعينتين مستقلتين.

عندما نقوم بدراسة الفرق بين نسبتين تابعتين لمجموعتين مستقلتين، نستخدم عادة اختبار Z للنسبتين. هذا النوع من الاختبارات مفيد عندما تكون العينات مستقلة عن بعضها البعض، أي أنه لا توجد علاقة بين أفراد العينة الأولى وأفراد العينة الثانية.

خطوات اختبارZ للنسبتين:

1-**تحديد الفرضيات:** لتكن P_1 و P_2 تمثل نسبتي العينتين الاولى والثانية على التوالي فان فرضية الاختبار يمكن صياغتها بإحدى الصورتين الاتيتين:

الصورة الأولى:

- الفرضية الصفرية: لا يوجد فرق بين النسبتين . $H_0 : P_1 - P_2 = 0$
- الفرضية البديلة : يوجد فرق بين النسبتين . $H_1 : P_1 - P_2 \neq 0$

الصورة الثانية:

- الفرضية الصفرية: لا يوجد فرق بين النسبتين . $H_0 : P_1 - P_2 = d$
- الفرضية البديلة : يوجد فرق بين النسبتين . $H_1 : P_1 - P_2 \neq d$

2-**معادلة الاختبار:** يجرى الاختبار على الاحصائيتين الاتيتين الناتجتين من تقريب توزيع ثنائي الحدين من التوزيع الطبيعي . فنستخدم لاختبار فرضيات الصورة الاولى :

$$Z = \frac{\widehat{p_1} - \widehat{p_2}}{\sqrt{\hat{p}\hat{q}\left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}\right)}}$$

ونستخدم لاختبار فرضيات الصورة الثانية: **(مراد, 2011, ص 278).**

$$Z = \frac{(\widehat{p_1} - \widehat{p_2}) - d}{\sqrt{\left(\frac{\hat{p}_1\hat{q}_1}{n_1} + \frac{\hat{p}_2\hat{q}_2}{n_2}\right)}}$$

حيث ان:

Z : إحصاءه الاختبار التي تتوزع توزيعا طبيعيا قياسيا

$\widehat{p_1}$ تمثل نسبة النجاح في العينة الاولى $\widehat{p_1} = \frac{y_1}{n_1}$ حيث y_1 عدد الحالات الناجحة في العينة1

$\widehat{p_2}$ تمثل نسبة النجاح في العينة الثانية . $\widehat{p_2} = \frac{y_2}{n_2}$ حيث y_2 عدد الحالات الناجحة في العينة2

$\hat{p}$ نسبة النجاح المشتركة بين العينتين $\hat{p} = \frac{y_1 + y_2}{n_1 + n_2}$

$\hat{q}$ نسبة الفشل بين العينتين $\hat{q} = 1 - \hat{p}$

n_1 عدد افراد العينة الأولى.

n_2 عدد افراد العينة الثانية .

3-**اجراءات الاختبار:**

1-صياغة فرضية الاختبار .

2-استخراج معالم الاحصاءة ومن ثم حساب إحصاءه الاختبار.

3- مقارنة إحصاءه الاختبار مع القيمة الجدولية لـ Z **(الجدول النظري لقيم Z الملحق رقم 1)**

4- قاعدة القرار : اذا كانت القيمة المحسوبة اكبر من القيمة الجدولية نرفض فرضية العدم ونقبل البديلة . **(حسن, 2020)**

مثال : عينة عشوائية مكونة من 100 رجل و 50 أمرأه ، وجد ان (11) رجلا مصاب بالاكتئاب فيما بلغ عدد النساء المصابات بنفس المرض (3) فقط ، اختبر الفرضية القائلة بأن هناك اختلاف بين الرجال والنساء فيما يخص الاصابة بهذا المرض لمستوى معنوية 5%.

الحل :

$y_1 = 11;$ $n_1 = 100$

$y_2 = 3;$ $n_2 = 50$

$$\widehat{p_1} = \frac{y_1}{n_1} = \frac{11}{100} = 0.11$$

$$\widehat{p_2} = \frac{y_2}{n_2} = \frac{3}{50} = 0.06$$

- الفرضية الصفرية: لا يوجد فرق بين النسبتين . $H_0 : P_1 - P_2 = 0$
- الفرضية البديلة : يوجد فرق بين النسبتين . $H_1 : P_1 - P_2 \neq 0$

نسبة النجاح المشتركة بين العينتين $\hat{p} = \frac{y_1 + y_2}{n_1 + n_2}$

$$\hat{p} = \frac{11+3}{100+50} = \frac{14}{150} = 0.093$$

نسبة الفشل بين العينتين $\hat{q} = 1 - \hat{p}$

$$\hat{q} = 1 - 0.093 = 0.906$$

إيجاد قيمة من المعادلة :

$$Z = \frac{\widehat{p_1} - \widehat{p_2}}{\sqrt{\hat{p}\hat{q}\left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}\right)}}$$

$$Z = \frac{0.11 - 0.06}{\sqrt{0.093 * 0.906\left(\frac{1}{100} + \frac{1}{50}\right)}} = \frac{0.05}{0.050} = 1$$

القرار: قيمة Z الجدولية عند مستوى معنوية $\alpha/2 = 0.025$ تساوي 1.96 نجد ان القيمة المحسوبة هي اصغر من القيمة الجدولية لذا نقبل فرضية العدم القائلة بعدم وجود اختلاف ما بين الجنسين فيما يخص الاصابة بمرض الاكتئاب.

مثال 2 : من بيانات المثال السابق ، اختبر الفرض القائل بان نسبة الاصابة للرجال تزيد على نسبة الاصابة عند النساء بمقدار 3% وبمستوى معنوية 99%.

الحل:

$y_1 = 11$; $n_1 = 100$

$y_2 = 3$; $n_2 = 50$

$$\widehat{p_1} = \frac{y_1}{n_1} = \frac{11}{100} = 0.11 \qquad \hat{q}_1 = 1 - \hat{p}_1 = 1 - 0.11 = 0.89$$

$$\widehat{p_2} = \frac{y_2}{n_2} = \frac{3}{50} = 0.06 \qquad \hat{q}_2 = 1 - \hat{p}_2 = 1 - 0.06 = 0.94$$

$d=0.03$

- الفرضية الصفرية: لا يوجد فرق بين النسبتين . $H_0 : P_1 - P_2 = 0.03$
- الفرضية البديلة : يوجد فرق بين النسبتين . $H_1 : P_1 - P_2 > 0.03$

$$Z = \frac{(\widehat{p_1} - \widehat{p_2}) - d}{\sqrt{\left(\frac{\hat{p}_1\hat{q}_1}{n_1} + \frac{\hat{p}_2\hat{q}_2}{n_2}\right)}}$$

$$Z = \frac{(0.11 - 0.06) - 0.03}{\sqrt{\left(\frac{0.11 * 0.89}{100} + \frac{0.06 * 0.94}{50}\right)}} = \frac{0.02}{0.046} = 0.434$$

قيمة Z الجدولية عند مستوى معنوية 0.01 تساوي 2.58(انظر الملحق1) نجد ان القيمة المحسوبة هي اصغر من القيمة الجدولية لذا نقبل فرضية العدم القائلة بعدم وجود اختلاف ما بين الجنسين فيما يخص الاصابة بالاكتئاب.

1-2-2- اختبار"McNemar's test " لدراسة الفرق بين نسبتين تابعتين لعينتين مترابطتين.

يمكن إجراء مقارنة النسب التي تمت ملاحظتها في سلسلتي بيانات مستقلتين باستخدام اختبار Z للنسبة . كما توجد هناك حالات تكون فيها السلسلتان اللتان تمت مقارنتهما غير مستقلتين، بل مترابطتين. ويحدث هذا، على سبيل المثال، عندما يتم إعطاء دوائين على التوالي لنفس الأشخاص، وتكون الاستجابة الملحوظة من النوع الثنائي (النجاح/الفشل). في هذه الحالة التي لا تعتمد على الاستقلال، بل على مطابقة البيانات، يجب مقارنة النسب (النجاح لكل علاج ، على سبيل المثال)،باستخدام اختبار ماك نيمار **McNemar's test** ، المشتق من اختبار $\chi 2$.

(DellaData, sd)

ولاختبار الدلالة في الفرق بين نسب النجاح في حالتين مرتبطتين (قبل وبعد العلاج)، يمكن استخدام الاختبار الإحصائي المناسب بناء على طبيعة البيانات. واحد من الاختبارات الشائعة هو **اختبار الفروق في النسب المرتبطة (McNemar's test)**، والذي يستخدم بشكل خاص لمقارنة التغيرات في النسب في نفس المجموعة.

خطوات إجراء اختبار McNemar's test : إنشاء جدول توافق 2×2 يمثل التغيرات في النجاح والفشل قبل وبعد العلاج.

	بعد العلاج نجاح	بعد العلاج فشل
قبل العلاج نجاح	a	c
قبل العلاج فشل	b	d

حيث:

a: عدد الأفراد الذين نجحوا قبل وبعد العلاج.

b:عدد الأفراد الذين فشلوا قبل العلاج و نجحوا بعد العلاج.

c:عدد الأفراد الذين نجحوا قبل العلاج و فشلوا بعد العلاج.

d:عدد الأفراد الذين فشلوا قبل وبعد العلاج.

2-حساب إحصاء الاختبار: **(Blume, Greevy, sd)**

$$\chi^2 = \frac{(c-b)^2}{c+b}$$

كما يمكن استخدام برامج إحصائية مثل SPSS أو R أو حتى Excel لحساب اختبار McNemar وإجراء التحليل بسهولة.

3-مقارنة إحصاء الاختبار بالقيمة الجدولية: اختبار McNemar's test يتبع توزيع كاي تربيع (χ^2) بدرجة حرية واحدة. ومقارنة القيمة المحسوبة مع القيمة الجدولية عند مستوى دلالة معين (عادة 0.05). فاذا كانت القيمة المحسوبة اكبر او تساوي القيمة الجدولية نرفض الفرضية الصفرية و نأخذ بدلالة الفروق بين النسبتين. اما اذا كانت القيمة المحسوبة اقل من القيمة الجدولية نقبل الفرضية الصفرية .

يعتمد اختبار **McNemar's test** بدقة على الأزواج المتعارضة A/+B- وA/-B+. المبدأ هو القول أنه إذا كانت فرضية العدم صحيحة، فإن عدد الأزواج المتنافرة A/+B- يجب أن يكون مساويا لعدد الأزواج المتنافرة A/-B+. وأن هذا العدد يجب أن يساوي نصف العدد الإجمالي من الأزواج المتنافرة.

B_-	B_+	
c	a	A_+
d	b	A_-

إذا كانت الفرضية الصفرية صحيحة فيجب أن نلاحظ:

$$c = b = \frac{(c+b)}{2}$$

إن اختبار **McNemar's test** ، وهو اختبار مشتق من اختبار χ2 يرقى إلى حساب مجموع الفروق المربعة بين عدد كل نوع من الأزواج المتنافرة ورقمه النظري المتوقع.

$$\chi^2 = \frac{\left(b - \frac{b+c}{2}\right)^2}{\frac{b+c}{2}} + \frac{\left(c - \frac{b+c}{2}\right)^2}{\frac{b+c}{2}}$$

في النهاية إحصائيته هي:

$$\chi^2 = \frac{(c-b)^2}{c+b}$$

يمكن تطبيق اختبار **McNemar's test** إذا كان عدد الأزواج المتنافرة ≥ 10

ومنه نستخدم **McNemar's test** لدراسة الفرق بين نسبتين مرتبطتين، عندما نتعامل مع نسبتين لدى نفس المجموعة، حيث نجمع المعطيات ثم نضعها في جدول رباعي يحتوي على التكرارات، ثم نحول تكرارات الخلايا إلى نسب، وذلك بقسمة كل تكرار على المجموع الكلي للتكرارات(**(Lambert, sd,p37**,

مثال1 : نفترض، على سبيل المثال، أنه وفقا لتصميم تجريبي متقاطع، يتم إعطاء قرصين منومين (A وB) لـ100 شخص . حيث يتلقى 50 شخصا العلاج A ثم العلاج B، ويتلقى 50 شخصا آخر العلاج B ثم العلاج A. وفي النهاية،

يتلقى 100 شخص كلا العلاجين. ويتم ترميز الاستجابة للعلاج، أي التحسن في النوم، بطريقة ثنائية: إيجابية أو سلبية. ونرغب في مقارنة نسب الاستجابات الإيجابية للعلاجات A وB. ويمكن تحديد 100 زوج من الاستجابات التي تم الحصول عليها. هؤلاء الأشخاص كمايلي:

العلاج A	العلاج B	عدد الاستجابات
ايجابية	ايجابية	45
ايجابية	سلبية	15
سلبية	ايجابية	5
سلبية	سلبية	35

ويمكن أيضًا تقديمها بهذا الشكل:

	B_+	B_-	المجموع
A_+	45	15	60
A_-	5	35	40
المجموع	50	50	100

وبالتالي فإن النسب الملاحظة للاستجابات الإيجابية للعلاجات A وB هي:

$$P_A = \frac{15 + 45}{100} = 60\%$$

$$P_B = \frac{5 + 45}{100} = 50\%$$

الاختبار الكلاسيكي لمقارنة النسبتين (اختبار z) لا يتكيف مع حالة عدم الاستقلال هذه، لأننا نفترض أن هناك صلة بين الاستجابة للقرص المنوم A و القرص المنوم B عند نفس الحالة المرضية . بالإضافة إلى ان الاختبار الكلاسيكي لا يأخذ بعين الاعتبار الأزواج المتعارضة -A+/B- و+A-/B ومنه فالاختبار الإحصائي المناسب مع هذا الموقف المتمثل في مقارنة نسبتين مترابطتين هو اختبار **McNemar's test**. ولدراسة الفروق الملاحظة للاستجابات نضع الفرضيات التالية هي:

$$H_0: P_1 = P_2$$

$$H_1: P_1 \neq P_2$$

بالتعويض في المعادلة :

$$x^2 = \frac{(5 - 15)^2}{20} = 5$$

إيجاد قيمة الجدولية عند مستوى الدلالة 0.05 و درجة الحرية 1 :

$$\chi^2(0.05-1) = 3.841$$ **(انظر الملحق رقم 4)**

بالمقارنة نجد ان القيمة المحسوبة χ^2 =(5) اكبر من القيمة الجدولية (3.841) ومنه يتم رفض الفرضية الصفرية للمساواة بين النسبتين . و نستنتج أن نسبة الاستجابات الإيجابية للقرص المنوم A تختلف بشكل كبير (أعلى) عن نسبة الاستجابات الإيجابية للقرص المنوم B.

مثال2: في دراسة ما ، لنفترض أنه تم الحصول على النتائج كما يلي:

	بعد العلاج نجاح	بعد العلاج فشل
قبل العلاج نجاح	**a** 30	**c** 10
قبل العلاج فشل	**b** 20	**d** 40

وبالتالي فإن النسب الملاحظة للنجاح قبل و بعد العلاج هي:

$$P_{\text{قبل}} = \frac{30+10}{100} = 40\%$$

$$P_{\text{بعد}} = \frac{30+20}{100} = 50\%$$

و لدراسة الفروق الملاحظة بين النسبتين نضع الفرضيات التالية هي:

$$H_0: P_1 = P_2$$

$$H_1: P_1 \neq P_2$$

بالتعويض في المعادلة :

$$\chi^2 = \frac{(c-b)^2}{c+b} = \frac{(10-20)^2}{10+20} = 3.33$$

إيجاد قيمة الجدولية عند مستوى الدلالة 0.05 و درجة الحرية 1 :

$$\chi^2(0.05-1) = 3.841$$ **(انظر الملحق رقم 4)**

بالمقارنة نجد ان القيمة المحسوبة (3.33) اصغر من القيمة الجدولية (3.841) ومنه يتم قبول الفرضية الصفرية التي تنفي المساواة بين النسبتين . وبالتالي لا توجد دلالة إحصائية على أن الفرق بين النسبتين في النجاح قبل وبعد العلاج ذو مغزى إحصائي عند مستوى دلالة 0.05.

1-3-اختبار تحليل التباين : (ANOVA)

يعد اختبار تحليل التباين (ANOVA) أحد الأدوات الإحصائية الأساسية المستخدمة لتحديد ما إذا كانت هناك فروق دالة إحصائيا بين متوسطات ثلاث مجموعات أو أكثر ، بمعنى اخر معرفة ما إذا كانت الفروق بين هذه المتوسطات تعزى إلى الصدفة أو إلى تأثير حقيقي للمتغير المستقل. يتم ذلك من خلال تقسيم التباين الكلي في البيانات إلى مكونات مرتبطة بالعوامل المفسرة (التباين بين المجموعات) ومكونات مرتبطة بالعشوائية (التباين داخل المجموعات). ويستخدم هذا الاختبار بشكل واسع في الأبحاث العلمية، خاصة في مجالات العلوم الاجتماعية، العلوم الطبية، وعلم النفس، لتقييم تأثير متغير مستقل واحد أو أكثر على متغير تابع.

أنواع تحليل التباين

1-تحليل التباين الأحادي(One-way ANOVA) : يستخدم لمقارنة متوسطات ثلاث مجموعات أو أكثر بناء على متغير مستقل واحد. **مثال:** مقارنة تأثير ثلاثة أنواع مختلفة العلاجات على التعافي من المرض.

2-تحليل التباين الثنائي (Two-way ANOVA) : يُستخدم لدراسة تأثير متغيرين مستقلين على المتغير التابع، وكذلك لدراسة التفاعل بين هذين المتغيرين. **مثال:** دراسة تأثير الجنس و الذكاء على التحصيل .

3 -تحليل التباين المتعدد(MANOVA) : يستخدم لدراسة تأثير متغير مستقل واحد أو أكثر على متغيرين تابعين أو أكثر في نفس الوقت. **مثال:** دراسة تأثير برنامج تدريبي على تحسين الأداء البدني والمهارات الذهنية للرياضيين.

خطوات إجراء اختبار تحليل التباين

1-صياغة الفرضيات:

2-اختيار مستوى الدلالة: عادة ما يُختار مستوى دلالة 0.05 او 0.01.

3-جمع البيانات وحساب الإحصاءات الوصفية: حساب المتوسطات، الانحرافات المعيارية، وتحديد أحجام العينات لكل مجموعة.

4-حساب مكونات التباين: حساب التباين بين المجموعات والتباين داخل المجموعات.

5-حساب قيمة F : -تحسب باستخدام الصيغة:

$$F = \frac{S^2_{\text{بين}}}{S^2_{\text{داخل}}} = \frac{\text{التباين بين المجموعات}}{\text{التباين داخل المجموعات}}$$

6- تحديد القيمة الحرجة أوP-value : تستخدم لتحديد ما إذا كانت الفروق دالة إحصائيا ام لا .

7- اتخاذ القرار: إذا كانت قيمة F أكبر من القيمة الحرجة أو P-value أقل من مستوى الدلالة المفترض ، نرفض الفرضية الصفرية.

يعتبر اختبار تحليل التباين (ANOVA) أداة قوية في الإحصاء تسمح بتقييم الفروق بين متوسطات عدة مجموعات وتحديد ما إذا كانت هذه الفروق دالة إحصائيا. من خلال اتباع الخطوات المنهجية واختيار النوع المناسب من ANOVA، يمكن للباحثين استخلاص استنتاجات دقيقة وتقديم توصيات مستنيرة تستند إلى البيانات.

يمثل تحليل التباين مجموعة من الأساليب الإحصائية المعلمية التي تتناول عينات مستقلة متعددة ويكون مستوى قياس المتغير او المتغيرات المستقلة اسميا له تقسيم اكثر من ثنائي، بينما يكون مستوى قياس المتغير التابع فئويا على الأقل ، وتتميز هذه الأساليب بالمرونة بحيث يمكن استخدامها في تصميمات تجريبية متعددة ، مثل تصميم العامل الواحد والتصميمات العاملية وتصميمات القياسات المتكررة وغيرها من التصميمات، إلا أننا سوف يقتصر التفصيل على ابسط التصميمات وهو تصميم العامل الواحد، والأسلوب الإحصائي الذي يمكن ان يستخدمه الباحث في تحليل البيانات المتعلقة بهذا التصميم يسمى تحليل التباين الأحادي. One way ANOVA، بينما سنكتفي بالإشارة المختصرة الى تحليل التباين الثنائي. Two way ANOVA .

1-3-1--اختبار التباين الأحادي في حالة العينات المستقلة one way ANOVA: يستخدم عندما يكون الغرض من الدراسة هو التحقق من اثر متغير مستقل واحد بأكثر من مستويين في متغير تابع واحد ، إن الأساس المنطقي لهذا الاختبار يتلخص في هذا المثال:

نفترض انه لدينا ثلاثة طرق مختلفة لتدريب الموظفين (الأولى -الثانية-الثالثة) وطبقت على مجموعات مختلفة من الموظفين ، و اردنا مقارنة متوسطات هذه الطرق الثلاث في إنتاجية الموظفين . في هذه الحالة لدينا متغيران احدهما متغير مستقل (طرق التدريب) وهو من المستوى الاسمي تقسيم ثلاثي والمتغير الثاني متغير تابع (الإنتاجية) وهو من المستوى الفئوي على الأقل .

ويعتمد تحليل التباين في صورته النهائية على الكشف عن مدى اقتراب **التباين بين المجموعات** من **التباين داخل المجموعات** او مدى ابتعاده ، من خلال إيجاد قيمة النسبة بين تقديري التباين او هو حاصل قسمتهما كما اقترحها فيشر و اطلق عليها نسبة "ف" .لذلك يسمى هذا الاختبار أحيانا باختبار "ف" F-Ration حيث:

$$\text{ف} = \frac{\text{التباين بين المجموعات}}{\text{التباين داخل المجموعات}} = \frac{\text{متوسط مجموع المربعات بين المجموعات}}{\text{متوسط مجموع المربعات داخل المجموعات}}$$

ويستند تحليل التباين الى بعض الفروض التي لا تختلف كثيرا عن فروض اختبار t في حالة عينتين مستقلتين ، وقد اوضحناها في الفصل السابق غير اننا سوف نشير اليها مرة أخرى في اطار العينات المتعددة :

1-استقلالية المجموعات (العينات) موضوع المقارنة.

2-اعتدالية توزيعات قيم (درجات) المتغير التابع في المجتمعات موضوع المقارنة(الدراسة).

3-تجانس درجات الظاهرة (المتغير التابع) في المجتمعات موضوع المقارنة، أي أن :

$$\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma_3^2 = \cdots \ldots$$

كما ننوه بان شرط اعتدالية توزيع البيانات في كل مجموعة من المجموعات له تأثير طفيف في قيمة F الناتجة من تحليل التباين ، ويزول هذا التأثير مع كبر احجام العينات، وكذا شرط التجانس في المجموعات من الممكن التغاضي عنه في حالة تساوي احجام العينات. الا ان الامر محفوف بالمخاطر في حالة العينات الصغيرة وغير المتساوية . ولتجنب هذه المخاطر ننصح الباحث بالاعتماد على احد الأساليب اللامعلمية البديلة لاختبار تحليل التباين احادي الاتجاه(اختبار كروسكال-والاس) التي تتعامل مع البيانات الرتبية (من الممكن كذلك ان تكون البيانات فئوية او نسبية) ولا تتضمن هذه الشروط والافتراضات.

خطوات اختبار الفرضيات الفارقية بطريقة تحليل التباين الأحادي(one way ANOVA): يمكن حساب النسبة F من العلاقة:

$$\text{ف} = \frac{\text{التباين بين المجموعات}}{\text{التباين داخل المجموعات}} = \frac{\text{متوسط مجموع المربعات بين المجموعات}}{\text{متوسط مجموع المربعات داخل المجموعات}}$$

$$F = \frac{S^2_{\text{بين}}}{S^2_{\text{داخل}}}$$

- إيجاد قيمة التباين بين المجموعات(البسط في معادلة النسبة F) $S^2_{\text{بين}}$: تمر هذه العملية بعدة خطوات :

1-حساب المتوسط الحسابي لكل مجموعة (عينة) من العلاقة:

$$\bar{X} = \frac{\sum X}{N}$$

2-حساب المتوسط الكلي:

$$\bar{X}_t = \frac{\sum x_1 + \sum x_2 + \sum x_3}{n_1 + n_2 + n_3}$$

3-حساب مربع انحراف كل متوسط عن المتوسط الكلي:

$$d^2 = (\bar{X} - \bar{X}_t)^2$$

4-حساب مجموع مربعات الانحرافات بين المجموعات:

$$\sum d^2 = n_1.d_1^2 + n_2.d_2^2 + n_3.d_3^2 + \cdots$$

5-إيجاد درجة الحرية df بين المجموعات: **df (بين المجموعات)=عدد المجموعات -1**

6-حساب التباين بين المجموعات $S^2_{\text{بين}}$:

$$S^2_{\text{بين}} = \frac{\sum d^2_{\text{بين}}}{df_{\text{بين}}}$$

- إيجاد قيمة التباين داخل المجموعات(المقام في معادلة النسبة F) $S^2_{\text{داخل}}$: تمر هذه العملية بعدة خطوات :

1-حساب مجموع مربعات الانحرافات داخل المجموعات:

$$\sum D^2 = \sum (X - \bar{X})^2 = (X_1 - \bar{X}_1)^2 + (X_2 - \bar{X}_2)^2 + (X_3 - \bar{X}_3)^2 + \cdots$$

2-إيجاد درجة الحرية df داخل المجموعات:

درجة الحرية df (داخل المجموعات) = عدد الأفراد في كل المجموعات ــ عدد المجموعات.

3-حساب التباين داخل المجموعات $S^2_{\text{داخل}}$:

$$S^2_{\text{داخل}} = \frac{\sum D^2}{df_{\text{داخل}}}$$

<u>و أخيرا</u> نقوم بحساب قيمة النسبة F

$$F = \frac{S^2_{\text{بين}}}{S^2_{\text{داخل}}}$$

ولاختبار الدلالة الإحصائية لقيمة ***F*** المحسوبة نقوم بالخطوات الاتية :

1-إيجاد قيمة ***F*** الجدولية عند مستوى الدلالة α ودرجة حرية بين المجموعات ودرجة حرية داخل المجموعات.

$$\mathbf{F}\ (\alpha\ ;\ \ df_{بين}\ ;\ \ df_{داخل})$$

2-المقارنة بين ***F*** المحسوبة و***F*** الجدولية : إذا كانت ***F*** المحسوبة اكبر او تساوي ***F*** الجدولية هذا يعني وجود دلالة إحصائية للفروق الملاحظة. أما إذا كانت ***F*** المحسوبة اقل من ***F*** الجدولية هذا يعني عدم وجود دلالة إحصائية للفروق الملاحظة.

3-اتخاذ القرار:- اما رفض الفرضية الصفرية في حالة وجود دلالة إحصائية او قبول الفرضية الصفرية في حالة عدم وجود دلالة إحصائية.

4-في حالة رفض الفرضية الصفرية بمكننا القيام بخطوة إضافية و هي اختبار المقارنات البعدية للكشف عن تفاصيل الفروق الموجودة بين المجموعات مثنى مثنى.

مثال: في دراسة ميدانية تم إخضاع 3 مجموعات إلى اختبار في الرياضيات ، وقد تم الحصول على البيانات الآتية:

الافراد	المجموعة1	المجموعة 2	المجموعة 3
1	4	3	7
2	5	6	9
3	7	8	13
4	9	11	16
5	11	13	-
6	-	22	-
المجموع	**36**	**63**	**45**

المطلوب:اختبار الفرضية الصفرية :لا توجد فروق دالة إحصائيا في درجات اختبار الرياضيات بين المجموعات الثلاثة ، عند مستوى الدلالة α=0.05.

<u>الحل:</u> 1- صياغة الفرضية:

- الفرضية الصفرية : لا توجد فروق دالة إحصائيا في درجات اختبار الرياضيات بين المجموعات الثلاثة ، عند مستوى الدلالة α=0.05.
- الفرضية البديلة : توجد فروق دالة إحصائيا في درجات اختبار الرياضيات بين المجموعات الثلاثة ، عند مستوى الدلالة α=0.05.

2-تحديد الأسلوب الإحصائي المناسب: بما أن المتغير المستقل ينقسم إلى 3 مجموعات مستقلة و المتغير التابع من المستوى الفئوي ، فالأسلوب الإحصائي المناسب هو تحليل التباين الأحادي. الذي ينتمي الى الإحصاء البارامتري. ومعادلته :

$$F = \frac{S^2_{\text{بين}}}{S^2_{\text{داخل}}}$$

3-لايجاد قيمة النسبة F المحسوبة من المعادلة أعلاه نحتاج الى الجدول التالي :

X_1	X_2	X_3	$X1-\bar{X}1$	$X2-\bar{X}2$	$X3-\bar{X}3$	$(X1-\bar{X}1)^2$	$(X2-\bar{X}2)^2$	$(X3-\bar{X}3)^2$
4	3	7	4-7.2=-3.2	3-10.5=7.5	7-11.25=4.25	10.24	56.25	18.06
5	6	9	2.2-	4.5-	2.25-	4.84	20.25	5.06
7	8	13	0.2-	2.5-	1.75	0.04	6.25	3.06
9	11	16	1.8	0.5	4.75	3.24	0.25	22.56
11	13	-	3.8	2.5	-	14.44	6.25	-
-	22	-	-	11.5	-	-	132.25	-
36	63	45				32.76	221.5	48.75

حساب النسبة F:

- إيجاد قيمة التباين بين المجموعات(البسط في معادلة النسبة F) $S^2_{\text{بين}}$: نتبع الخطوات الاتية:

1-حساب المتوسط الحسابي لكل مجموعة (عينة) من العلاقة:

$$\bar{X} = \frac{\sum X}{N}$$

$$\overline{X_1} = \frac{36}{5} = 7.2 \qquad \bar{X}_2 = \frac{63}{6} = 10.5 \qquad \bar{X}_3 = \frac{45}{4} = 11.25$$

2-حساب المتوسط الكلي:

$$\bar{X}_t = \frac{\sum x_1 + \sum x_2 + \sum x_3}{n_1 + n_2 + n_3}$$

$$\bar{X}_t = \frac{36 + 63 + 45}{5 + 6 + 4} = \frac{144}{15} = 9.6$$

3-حساب مربع انحراف كل متوسط عن المتوسط الكلي:

$$d^2 = (\overline{X} - \overline{X}_t)^2$$

$d^2{}_1 = (7.2 - 9.6)^2 = (-2.4)^2 = \mathbf{5.76}$

$d^2{}_2 = (10.5 - 9.6)^2 = (0.9)^2 = \mathbf{0.81}$

$d^2{}_3 = (11.25 - 9.6)^2 = (1.65)^2 = \mathbf{2.72}$

4-حساب مجموع مربعات الانحرافات بين المجموعات:

$$\sum d^2 = n_1.d_1^2 + n_2.d_2^2 + n_3.d_3^2 + \cdots$$

$$\sum d^2 = 5 * 5.76 + 6 * 0.81 + 4 * 2.72 = 28.8 + 4.86 + 10.88 = \mathbf{44.54}$$

5-إيجاد درجة الحرية df بين المجموعات: **df (بين المجموعات)=عدد المجموعات -1= 3-1=2**

6-حساب التباين بين المجموعات $\sigma^2_{\text{بين}}$:

$$S^2_{\text{بين}} = \frac{\sum d^2_{\text{بين}}}{df_{\text{بين}}}$$

$$S^2_{\text{بين}} = \frac{\sum d^2_{\text{بين}}}{df_{\text{بين}}} = \frac{44.54}{2} = \mathbf{22.27}$$

- **إيجاد قيمة التباين داخل المجموعات(المقام في معادلة النسبة F) $S^2_{\text{داخل}}$: نتبع الخطوات التالية:**

1-حساب مجموع مربعات الانحرافات داخل المجموعات:

$$\sum D^2 = \sum (X - \overline{X})^2 = (X_1 - \overline{X}_1)^2 + (X_2 - \overline{X}_2)^2 + (X_3 - \overline{X}_3)^2 + \cdots$$

$$\sum D^2 = \sum (X - \overline{X})^2 = 32.76 + 221.5 + 48.75 = \mathbf{303.05}$$

2-إيجاد درجة الحرية df داخل المجموعات: درجة الحرية df (داخل المجموعات)= عدد الأفراد في كل المجموعات-عدد المجموعات.

درجة الحرية df (داخل المجموعات)= 15-3=**12**

3-حساب التباين داخل المجموعات $\sigma^2_{\text{داخل}}$:

$$S^2_{\text{داخل}} = \frac{\sum D^2}{df_{\text{داخل}}}$$

$$S^2_{\text{داخل}} = \frac{\sum D^2}{df_{\text{داخل}}} = \frac{303.05}{12} = \mathbf{25.25}$$

- حساب قيمة النسبة F

$$F = \frac{S^2_{\text{بين}}}{S^2_{\text{داخل}}}$$

$$F = \frac{S^2_{\text{بين}}}{S^2_{\text{داخل}}} = \frac{22.27}{25.25} = \mathbf{0.88}$$

ولاختبار الدلالة الإحصائية للقيمة المحسوبة نتبع الخطوات التالية:

1-إيجاد قيمة F الجدولية عند مستوى الدلالة α و درجة حرية بين المجموعات و درجة حرية داخل المجموعات.

$F(\alpha - df_{\text{بين}} - df_{\text{داخل}}) = F(0.05 - 2 - 12) = \mathbf{3.89}$ (انظر الملحق رقم 7)

2-المقارنة بين المحسوبة و الجدولية : F المحسوبة اقل من F الجدولية هذا يعني عدم وجود دلالة إحصائية للفروق الملاحظة.

3-اتخاذ القرار: قبول الفرضية الصفرية التي تنفي وجود فروق دالة إحصائيا في درجات اختبار الرياضيات بين المجموعات الثلاثة ، وبالتالي لا يمكن التعميم على المجتمع الذي سحبت منه العينات و تبقى الفروق الملاحظة مقتصرة على العينات المدروسة فقط.

1-3-2-اختبار تحليل التباين الثنائي Two Way Anova : وهو التحليل الذي يستخدم التصاميم التجريبية بمتغير تابع واحد ومتغيرين مستقلين ، يتم فيه معالجة تأثير متغيرين مستقلين على متغير تابع ، ويسمى هذا التصميم بالتصميم العاملي ذو العاملين أو ثنائي التصنيف .ويدعى بالانجليزية .Two Way Anova فإذا كان لكل عامل مستويان فيكتب X22 وتكون لدينا 4 مجموعات ندرس الفروق الموجودة بينها، أما إذا كان لأحدهما مستويان وللأخر 3 مستويات فيكتب X32 وتكون لدينا 6 مجموعات وهكذا كلما كثرت المستويات كثرة المجموعات المستقلة التي يتم دراسة الفروق بينها(بوحفص, 2013, ص 317).

مثال: تم استخدام طريقتين تعليميتين هما طريقة التعليم المبرمج وطريقة المحاضرة ، على 3 مجموعات من الطلبة يدرسون في قاعات مختلفة السعة (صغيرة الحجم - متوسطة الحجم - كبيرة الحجم) وبعد فترة زمنية تم قياس درجات التحصيل في كل مجموعة.

1- المتغير التابع (واحد) : التحصيل الدراسي.
2- المتغير المستقل الأول(العامل الأول) : طريقة التعليم (مستويين: التعليم المبرمج- المحاضرة).
3- المتغير المستقل الثاني(العامل الثاني): حجم القاعة(3مستويات: صغيرة – متوسطة - كبيرة).
4- التصميم من النوع $2 \times 3 = 6$ مجموعات.

حجم القاعة / الطريقة	صغيرة	متوسطة	كبيرة
التعليم المبرمج	درجات الطلبة المستخدمين لطريقة التعليم المبرمج الذين درسوا في القاعة الصغيرة	درجات الطلبة المستخدمين لطريقة التعليم المبرمج الذين درسوا في القاعة المتوسطة	درجات الطلبة المستخدمين لطريقة التعليم المبرمج الذين درسوا في القاعة الكبيرة
المحاضرة	درجات الطلبة المستخدمين لطريقة المحاضرة الذين درسوا في القاعة الصغيرة	درجات الطلبة المستخدمين لطريقة المحاضرة الذين درسوا في القاعة الصغيرة	درجات الطلبة المستخدمين لطريقة المحاضرة. الذين درسوا في القاعة الصغيرة

تكون الفرضية الصفرية بالصيغة:

لا توجد فروق دالة إحصائيا في درجات التحصيل ترجع الى تفاعل طريقة التعليم وحجم قاعة التدريس.

واختبار تحليل التباين الثنائي يقوم باختبار 3 فرضيات دفعة واحدة: (بوحفص, 2013, ص 317).

- لا توجد فروق دالة إحصائيا في درجات التحصيل ترجع الى طريقة التعليم .
- لا توجد فروق دالة إحصائيا في درجات التحصيل ترجع الى حجم قاعة التدريس.
- لا توجد فروق دالة إحصائيا في درجات التحصيل ترجع الى تفاعل طريقة التعليم و حجم قاعة التدريس.

2-الأساليب اللابارامترية(اللا معلمية) لاختبار الفرضيات الفارقية.

تصنف الأساليب الإحصائية الاستدلالية الى أساليب بارامترية وأساليب لا بارامترية . و تعتبر الاساليب اللابارامترية جزءا أساسيا من الأدوات الإحصائية التي تستخدم بشكل شائع عندما تكون البيانات ليست موزعة توزيعا طبيعيا أو عندما تكون متغيرات القياس اسمية أو رتبية. وهي تعتمد على ترتيب البيانات أو التكرارات بدلا من القيم الفعلية للبيانات. وتعد الاساليب اللابارامتريّة (Non-parametric tests) بديلا قويا للأساليب البارامتريّة لاختبار الفرضيات الفارقية لتحديد ما إذا كانت هناك فروق دالة إحصائيا بين مجموعتين أو أكثر. والإحصاء يوفر لنا العديد من الأساليب اللابارامترية التي تستخدم في التحقق من صحة الفرضيات ، و التي تسمح بالوصول الى نتائج بخصوص المجتمع على ضوء ما نعرفه من العينة بغض النظر عن نوع التوزيع الاحتمالي لمجتمع العينة او نوع البيانات التي نحصل عليها من العينة او طريقة اختيار العينة. (مراد, 2011, ص 109). والأساليب الإحصائية اللابارامترية اكثر استخداما في العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية والسلوكية عموما ، وذلك لأنها مناسبة اكثر لطبيعة هذه الظواهر التي يصعب الحصول فيها على قياسات دقيقة من المستوى الفئوي على الأقل ، بالإضافة الى ان تطبيقها يتطلب مهارة اقل ووقت ليس بطويل ، حيث ان عملياتها الحسابية غير معقدة ، وتجمع البيانات بطرق اقل تكلفة نظرا لصغر احجام العينات في حالة الأساليب اللابارامترية ، حيث من غير الضروري ان تكون العينات ذات حجم كبير جدا. ولا يجب ان نفهم من ذلك ان الأساليب اللابارامترية تكون قد قدمت حلولا مرضية لجميع مشكلات البحوث ، اذ ان هناك شروطا أيضا يجب مراعاتها قبل اللجوء اليها فهي لا تتغاضى تماما عن ضرورة العناية بالعينات. و الفروق الفردية اما ان تكون في نوع الصفة ، واما ان تكون في درجة وجود الصفة ، فاختلاف الطول عن الوزن اختلاف في نوع الصفة (متغير اسمي) اما اختلاف الاطوال فهو اختلاف في الدرجة (متغير كمي). والفروق هي انحرافات اما داخل المجموعة او بين المجموعات ، وتهدف أساليب الكشف اللابارامترية الى تحديد درجة الاختلاف في الصفة و تفيد في :

1- تحديد مستويات الصفة او الخاصية او المتغير.
2- تحديد قوة الاختلاف بين المجموعات.
3- معرفة اتجاه الاختلاف (لصالح أي المجموعات)
4- الكشف عن الصدق كأحد شروط الاختبار النفسي الجيد و الثابت.

ويتوقف اختيار الطريقة او الأسلوب المناسب للتحقق من الفرضية الفارقية على عدد العينات وطبيعة البيانات باعتبارهما اهم الأسس. اما كيف يتعرف الباحث على الأسلوب المناسب فعليه ان يتعرف على العينات موضع البحث ونوع البيانات:

- **عينة وحيدة** : اختبار كاي مربع – اختبار كولموجوروف-سميرنوف، و هي أساليب تصلح للبيانات الاسمية.

- **عينتين مستقلتين**: اختبار كاي مربع -اختبار الوسيط- اختبار فيشر – اختبار كولموجوروف-سميرنوف- اختبار منا ويتني. و هي أساليب يصلح منها البعض للبيانات الرتبية و أخرى للبيانات الاسمية.
- **عينتين مترابطتين**: اختبار ماكنمار – اختبار ويلكوكسن-اختبار الإشارة . منها مايصلح للبيانات الرتبية ومنها مايصلح للبيانات الاسمية.
- **عينات مستقلة**: اختبار كاي تربيع – اختبار كروسكال- واليز . منها مايصلح للبيانات الرتبية ومنها مايصلح للبيانات الاسمية.
- **عينات مترابطة** : اختبار كوجران و اختبار فريدمان.

خطوات تنفيذ اختبار الفرضيات الفارقية في الإحصاء اللابارامتري

- صياغة الفرضيات.
- اختيار الأسلوب اللابارامتري المناسب: ويعتمد الاختيار على عدد المجموعات.
- جمع البيانات وترتيبها : ترتيب البيانات من الأدنى إلى الأعلى.
- حساب قيمة الإحصائية:(Test Statistic) تحسب باستخدام الصيغة المناسبة للأسلوب الاحصائي المختار.
- تحديد القيمة الحرجة أوP-value تستخدم لتحديد ما إذا كانت الفروق دالة إحصائيا.
- اتخاذ القرار: إذا كانت قيمة الإحصائية أكبر من القيمة الحرجة أو P-value أقل من مستوى الدلالة نرفض الفرضية الصفرية.

أنواع الأساليب اللابارامترية المستخدمة في اختبارات الفرضيات الفارقية :

- **اختبار كاي مربع x^2:(Chi-Square Test)** لعينة واحدة او لعينتين مستقلتين .
- **اختبار كولموجروف- سميرنوف(Kolmogorov-Smirnov Test)**لعينة واحدة او لعينتين مستقلتين .
- **اختبار مان-ويتني(Mann-Whitney U Test)** : يُستخدم لمقارنة مجموعتين مستقلتين. و هو بديل لاختبار **t** لعينتين مستقلتين.
- **اختبار ويلكوكسون للرتب :(Wilcoxon Signed-Rank Test)** : يُستخدم لمقارنة عينتين مرتبطتين. و هو بديل لاختبار **t** لعينتين مترابطتين .
- **اختبار كروسكال-واليز:(Kruskal-Wallis Test)** : يُستخدم لمقارنة ثلاث مجموعات أو أكثر مستقلة. و هو بديل لتحليل التباين الأحادي.(ANOVA) .
- **اختبار فريدمان(Friedman Test)**: يُستخدم لمقارنة ثلاث مجموعات أو أكثر مرتبطة. و هو بديل لتحليل التباين المتعدد(Repeated Measures ANOVA) .

اختبار مربع كاي Chi square test(x^2)

تستعمل هذه الأداة بصورة رئيسية لاختبار الفرضيات التي تقوم على أساس مقارنة مجموعة من التكرارات النظرية مع مجموعة من التكرارات الفعلية لتقيم الفرق بينهما لمعرفة ما إذا كان هذا الفرق فرقا ظاهريا نتيجة قوى الحظ والصدفة أم أنه فرق حقيقي نتيجة قوى أخرى غير قوى الحظ والصدفة فإذا وجد أن هذا الفرق كان فرقا ظاهريا بمستوى دلالة معين نقبل فرضية العدم أما إذا وجد أن هناك فرقا حقيقيا بمستوى دلالة معين يرفض فرضية العدم، وهذا وأن إحدى مزايا هذا الاختبار الرئيسية أنه لا يتضمن أية افتراضات حول شكل توزيع المجتمع الإحصائي(عميرة, 2014, ص 169).

إن اختبار كاي مربع الذي يرمز له بالحرف x^2 ، يعد من الاختبارات اللابارامترية الأكثر استخداما لسهولته و فائدته العملية ، و يستخدم للمقارنة بين التكرارات الملاحظة و التكرارات المتوقعة ، و يتم الحصول على قيمته من خلال المعادلة:

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

بحيث: f_0: التكرار الملاحظ(المشاهد). fe: التكرار المتوقع.

1-حالة متغير واحد : اختبار كاي مربع x^2 (Chi-Square Test) لعينة واحدة يستخدم لقياس مدى التوافق بين التوزيع المتوقع والتوزيع الفعلي للبيانات. و يسمى في هذه الحالة (عندما نتعامل مع متغير واحد) باختبار حسن المطابقة . ويتم اللجوء إليه عندما يتعامل الباحث مع معطيات نوعية من المستوى الاسمي، بهدف التعرف على خصائص العينة ، ومدى تمثيلها للمجتمع. وهو بذلك يختلف عن اختبار t واختبار Z التي تتعامل مع المعطيات الكمية من المستوى الفئوي أو النسبي. ويستفاد من x^2 في حالة البيانات الاسمية ، حيث يصنف افراد العينة عادة الى مجموعات لكل فرد في العينة تكرار واحد فقط ، ويقع في مجموعة واحدة فقط ولا يمكن للفرد اكثر من تكرار. ومثال ذلك عدد الاستجابة على أسئلة الاستبيانات او الاختبارات التي تحتوي فقرات تتطلب الإجابة عن كل فقرة بديلا من ثلاثة (نعم ، متردد، لا) ،او اختيار من عدة بدائل للحل مثل (ابتعد ، اتدخل ، اصمت) ، وذلك عند السؤال عن شجار حدث بين طفلين ، او اختيار تخصص من بين عدة تخصصات داخل كلية العلوم الاجتماعية (علم النفس، علم الاجتماع، فلسفة).

خطوات إجراء اختباركاي مربع x^2 لعينة واحدة:

صياغة الفرضيات:

- الفرضية الصفرية (H0) :لا يوجد فرق ذو دلالة إحصائية بين التوزيع الفعلي والتوزيع المتوقع.
- الفرضية البديلة (H1): يوجد فرق ذو دلالة إحصائية بين التوزيع الفعلي والتوزيع المتوقع.

تحديد التوزيع المتوقع: يجب أن تكون لديك فكرة واضحة عن التوزيع المتوقع بناء على نظرية أو فرضية معينة.

حساب كاي مربع: استخدام الصيغة التالية لحساب قيمة كاي مربع$\chi 2$

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

بحيث: fe: التكرار المتوقع. هو ناتج قسمة مجموع التكرارات المشاهدة على عدد فئات المتغير النوعي ، و هي نفسها بالنسبة لكل الخانات و تعطى بالمعادلة الآتية:

$$fe = \frac{\sum fo}{k}$$

بحيث: k عدد فئات المتغير النوعي.

ويتم اختبار الدلالة الإحصائية لقيمة x^2 المحسوبة ، حسب الخطوات الآتية:

- إيجاد قيمة x^2 الجدولية عند مستوى الدلالة المحدد و درجة الحرية = عدد الفئات -1 (df = n - 1)
- مقارنة قيمة x^2 المحسوبة مع قيمة x^2 الجدولية **(المستخرجة من الجدول النظري لقيم x^2الملحق رقم 4)**، فإذا كانت x^2 المحسوبة اكبر او تساوي x^2 الجدولية هذا يعني وجود دلالة إحصائية و نرفض الفرضية الصفرية. أي يوجد فرق ذو دلالة إحصائية بين التوزيع الفعلي والتوزيع المتوقع
- أما إذا كانت x^2 المحسوبة اصغر من x^2 الجدولية هذا يعني عدم وجود دلالة إحصائية. فإننا نفشل في نرفض الفرضية الصفرية. أي لا يوجد فرق ذو دلالة إحصائية بين التوزيع الفعلي والتوزيع المتوقع(جريجوري وآخرون, **2020, ص 300**).

مثال : لتحقيق رغبات التلميذات بالمرحلة المتوسطة في اثناء حصة التربية البدنية ، اختيرت عينة من التلميذات وطلب من كل منهن تحديد نوع اللعبة المفضلة اكثر من غيرها . وأظهرت النتائج ان :

كرة السلة:25 - الجمباز:14 - التنس:37 - كرة الطائرة:12

فهل يستطيع المشرف الرياضي بالمؤسسة ان يعتمد على هذه النتائج ، فيقدم التنس والسلة اكثر مما يقدم الجمباز والطائرة ؟

الحل: صياغة الفرضيات:

- الفرضية الصفرية: لاتوجد فروق بين التلميذات في تفضيلهم لنوع اللعبة .
- الفرضية البديلة : توجد فروق بين التلميذات في تفضيلهم لنوع اللعبة .

تحديد التوزيع المتوقع: الاستجابات المتوقعة لكل لعبة = عدد التلميذات / عدد اللعب

أي أن: التكرار المتوقع= $\frac{88}{4} = 22$. و يمكن عرض البيانات الان بالصورة التالية :

اللعبة	التوزيع الملاحظ	التوزيع المتوقع
كرة السلة	25	22
الجمباز	14	22
التنس	37	22
كرة الطائرة	12	22
المجموع	88	

حساب كاي مربع x^2 : استخدام الصيغة التالية لحساب قيمة كاي مربع

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

و بالتعويض العددي في معادلة x^2:

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

$$x^2 = \sum \frac{(fo-fe)^2}{fe} = \frac{(25-22)^2}{22} + \frac{(14-22)^2}{22} + \frac{(37-22)^2}{22} + \frac{(12-22)^2}{22} = \mathbf{18.09}$$

ويتم اختبار الدلالة الإحصائية لقيمة x^2 المحسوبة ، حسب الخطوات الآتية:

- نقوم بإيجاد قيمة x^2 الجدولية عند مستوى الدلالة 0.01 و درجة الحرية =عدد البدائل -1=4-1=3
بالرجوع إلى الجدول النظري لقيم x^2. نجد x^2(0.01 - 3)=11.34. **(انظر الملحق رقم 4)**
- بالمقارنة نجد أن x^2المحسوبة(18.10) اكبر من x^2الجدولية (11.34).
- بالتالي نرفض الفرضية الصفرية و نقبل بالفرضية البديلة و نستنتج ان هناك اختلافات في التكرارات الدالة على التفضيل بين الألعاب المختلفة. و يمكن للمشرف الاعتماد على هذه النتائج.

2-كما يمكن استخدام اختبار x^2 **عندما نرغب في دراسة متغيرين نوعيين من المستوى الاسمي** ، بهدف التعرف على مدى استقلالية المتغيرين عن بعضهما البعض ، ومدى تأثير المتغير الأول على المتغير الثاني ، ويسمى في هذه الحالة باختبار للاستقلالية.(بوحفص, 2013, ص 193)

خطوات إجراء اختباركاي مربع x^2 للفروق بين عينتين مستقلتين(وجود متغيرين):

صياغة الفرضيات:

- الفرضية الصفرية (H_0) :لا توجد فروق في المتغير التابع ترجع الى المتغير المستقل.
- الفرضية الصفرية (H_1) : توجد فروق في المتغير التابع ترجع الى المتغير المستقل.

إنشاء جدول التكرارات الملاحظة : إنشاء جدول تقاطع (Contingency Table) يحتوي على تكرارات القيم لكل مجموعة.

حساب الترددات المتوقعة :استخدم الصيغة التالية لحساب الترددات المتوقعة لكل خلية في الجدول. من خلال المعادلة :

$$\text{التكرارات المتوقعة لاي خلية من الخلايا} = \frac{\text{مجموع الصف التى تنتمى اليها الخلية} \times \text{مجموع العمود الذى تنتمى اليه الخلية}}{\text{المجموع الكلى للخلايا}}$$

حساب قيمة كاي مربع x^2: استخدم الصيغة التالية لحساب قيمة كاي مربع:

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

بحيث: : fo التكرار الملاحظ. ، fe التكرار المتوقع

ولاختبار الدلالة الإحصائية نقوم :

- إيجاد قيمة x^2 المحسوبة من المعادلة.
- إيجاد قيمة x^2 الجدولية عند مستوى الدلالة المحدد ودرجة الحرية التي =(عدد الصفوف-1)(عدد الأعمدة -1).
- مقارنة قيمة x^2 المحسوبة مع قيمة x^2 الجدولية ، فإذا كانت x^2 المحسوبة اكبر او تساوي x^2 الجدولية هذا يعني وجود دلالة إحصائية ، أما إذا كانت x^2 المحسوبة اصغر من x^2 الجدولية هذا يعني عدم وجود دلالة إحصائية.

اختبار كولموجوروف – سميرنوف

Kolmogorov - Smirnov test

اختبار كولموغوروف-سميرنوف هو أداة إحصائية لها نفس وظيفة اختبار x^2 لحسن المطابقة لما يتعلق الآمر بمتغير واحد وخاصة عندما يكون أفراد العينة ≥ 30 فضلا عن سهولة العمليات الحسابية.، و يستخدم حتى في الحالة التي تكون فيها البيانات كمية أو رتبية او فئات مرتبة ، وهو أكثر قوة من اختبار x^2 لحسن المطابقة (البيانات الاسمية فقط). وهو يعتمد على مقارنة التكرارات المتراكمة الملاحظة بالتكرارات المتوقعة . وهو يهدف إلى معرفة ما إذا كان توزيع معين يختلف عن توزيع نظري محدد. كما يستخدم لاختبار الفروق بين مجموعتين مستقلتين (ذكور-إناث) او (ريفي-حضري) في متغير من المستوى الرتبي. وهو يعتمد على فكرة الاختبار نفسها في حالة مجموعة واحدة. ويسمى في هذه الحالة باختبار كولموجروف-سميرنوف للاستقلالية بمتغيرين . وهو يسمح بتحديد ما إذا كانت العينتين مستخرجتان من نفس المجتمع او معرفة ما إذا كان لمجتمعين نفس التوزيع . والشرط اللازم للدلالة ان تكون قيمة K المحسوبة اكبر او تساوي قيمة K النظرية (الجدول النظري) . اما اذا كانت قيمة K اقل من القيمة الجدولية ، فإننا نقبل الفرضية الصفرية التي تنطوي على عدم وجود فروق جوهرية بين المجموعتين.

1-في حالة عينة واحدة: اختبار كولموجوروف-سميرنوف لعينة واحدة (One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test) هو اختبار إحصائي غير معلمي مفيد للتحقق من أن البيانات تتبع توزيعا محددا مثل التوزيع الطبيعي. هذا الاختبار يعد أداة قوية لفحص مدى تطابق بياناتك مع التوزيع النظري المطلوب.(جريجوري وآخرون, 2020, ص 66).

خطوات إجراء اختبار كولموجوروف-سميرنوف لعينة واحدة:

1- تحديد الفرضيات:
- الفرضية الصفرية (H0) : البيانات تتبع التوزيع المحدد.
- الفرضية البديلة (H1) : البيانات لا تتبع التوزيع المحدد.

2- حساب الدالة التراكمية التجريبية $F_n(x)$: التكرار المتجمع الصاعد المقابل للقيمة X مقسوم على مجموع التكرارات.

3- حساب الدالة التراكمية للتوزيع النظري $F(x)$: يتم حساب الدالة التراكمية F(x) للتوزيع النظري المفترض. عادة ما يتم اختيار التوزيع الطبيعي القياسي كتوزيع نموذجي، حيث يكون معدله صفر وانحرافه المعياري واحد.

4- حساب الفرق بين الدالتين التراكميتين : يُحسب الفرق $|F_n(x)- F(x)|$ لكل قيمة x في العينة.

5- تحديد القيمة القصوى D_n : القيمة القصوى D_n هي أكبر فرق بين الدالتين التراكميتين.

$$D_n = MAX\left(F_n(x) - F(x)\right)$$ MAX تعني الحد الأقصى على كافة القيم الممكنة لـ x

6- المقارنة بالقيمة الحرجة : يقارن D_n بالقيمة الحرجة المستخرجة من جدول كولموغوروف-سميرنوف تبعا لمستوى الدلالة المفترض وحجم العينة(**الملحق رقم 8**) . إذا كان D_n أكبر من القيمة الحرجة، يتم رفض فرضية توزيع المجتمع كتوزيع نظري معين، وإذا كان أقل، لا يمكن رفض فرضية التوزيع النظري. اما اذا كان حجم العينة اكبر او يساوي 35 مفردة ، يتم رفض الفرضية الصفرية عند مستويات الدلالة المعروفة على الأسس التالية: رفض الفرضية الصفرية عند 0.01 اذا كان : $D_n \geq \frac{1.63}{\sqrt{N}}$. و رفض الفرضية الصفرية عند 0.05 اذا كان : $D_n \geq \frac{1.36}{\sqrt{N}}$ حيث N حجم العينة. **(بوحفص, 2013, ص 183)**

اما عند استخدام البرمجيات الإحصائية مثل SPSS لإجراء اختبار كولموجوروف-سميرنوف:

- فإذا كانت القيمة الا حتمالية p أقل من مستوى المعنوية المحدد (عادة 0.05)، نرفض الفرضية الصفرية، مما يعني أن البيانات لا تتبع التوزيع المحدد.
- اما إذا كانت القيمة الا حتمالية p أكبر من أو تساوي مستوى المعنوية، فإننا نفشل في رفض الفرضية الصفرية، مما يعني أن البيانات تتبع التوزيع المحدد.

مثال: لنفترض أن لدينا القيم المعيارية التالية: 1.2 ، 2.8 ، 0.5 ، -1.3 ، 3.1 ، -0.7 ، 2.4 ، 0.9 ، -0.1 ، 1.5

المطلوب تحديد ما اذا كانت القيم أعلاه تتبع التوزيع الطبيعي . عند مستوى 0.05 باستخدام اختبار كولموجوروف سميرنوف.

الحل : 1-**تحديد الفرضيات:**

- الفرضية الصفرية (H_0) : القيم تتبع التوزيع الطبيعي.
- الفرضية البديلة (H_1) : القيم لا تتبع التوزيع الطبيعي.

1-حساب الدالة التراكمية التجريبية: الدالة التراكمية التجريبية Fn(x) لكل قيمة x تحسب كالتالي:

$$F_n(x) = \frac{X \text{ عدد القيم اقل او تساوي}}{\text{اجمالي عدد القيم}}$$

عدد القيم اقل او تساوي X : أي التكرار المتجمع الصاعد المقابل للقيمة X مقسوم على مجموع التكرارات.

نقوم بترتيب البيانات تصاعديا : -1.3 ، -0.7 ، -0.1 ، 0.5 ، 0.9 ، 1.2 ، 1.5 ، 2.4 ، 2.8 ، 3.1

لنقوم بحساب $F_n(x)$ لكل قيمة في مجموعتنا :

x	fc	$F_n(x)$
-1.3	1	1/10 = 0.1
-0.7	2	2/10 = 0.2
-0.1	3	3/10 = 0.3
0.5	4	4/10 = 0.4
0.9	5	5/10 = 0.5
1.2	6	6/10 = 0.6
1.5	7	7/10 = 0.7
2.4	8	8/10 = 0.8
2.8	9	9/10 = 0.9
3.1	10	10/10 = 1
n=10		

1- ***حساب الدالة التراكمية النظرية*** $F(x)$ *: يمكن الحصول على هذه القيم من جدول التوزيع الطبيعي القياسي أو باستخدام برنامج إحصائي.*

x	$F(x)$
-1.3	0.0968
-0.7	0.2420
-0.1	0.4602
0.5	0.6915
0.9	0.8159
1.2	0.8849
1.5	0.9332
2.4	0.9918
2.8	0.9974
3.1	0.9990

2- **حساب** D_n : الآن، نحسب D_n الذي يعبر عن الفرق الأقصى المطلق بين $F_n(x)$ و $F(x)$:

$$D_n = MAX(|F_n(x) - F(x)|)$$

بعد استخراج $F(x)$ *لكل قيمة من الجدول النظري للتوزيع الطبيعي(* **انظر الملحق رقم 1)** *: نقوم بحساب* $|F_n(x) - F(x)|$ لكل x ونختار القيمة الأقصى:

x	$\mathbf{F_n(x)}$	$F(x)$	$\lvert F_n(x) - F(x)\rvert$
-1.3	0.1	0.0968	0.0032
-0.7	0.2	0.2420	0.0420
-0.1	0.3	0.4602	0.1602
0.5	0.4	0.6915	0.2915
0.9	0.5	0.8159	**0.3159**
1.2	0.6	0.8849	0.2849
1.5	0.7	0.9332	0.2332
2.4	0.8	0.9918	0.1918
2.8	0.9	0.9974	0.0974
3.1	1	0.9990	0.0010

3- **اختيار القيمة الأقصى** D_n

$$D_n = MAX(|F_n(x) - F(x)|) = \mathbf{0.3159}$$

4- **المقارنة بالقيمة الحرجة**: القيمة الحرجة عند 0.05 وحجم العينة 10 تساوي 0.409(**انظر الملحق رقم 8 أ**) بمان القيمة المحسوبة(0.3159) اقل من القيمة الحرجة(0.409) فانه لا يمكن رفض الفرضية الصفرية والتوزيع لا يختلف عن التوزيع الطبيعي.

2-في حالة عينتين مستقلتين : اختبار كولموجوروف-سميرنوف (Kolmogorov-Smirnov Test) لعينتين مستقلتين هو اختبار إحصائي غير معلمي يستخدم لمقارنة توزيعين لتحديد ما إذا كانتا تختلفان بشكل كبير عن بعضهما البعض. ويتمثل الهدف من الاختبار في التحقق مما إذا كانت العينتان تأتيان من نفس التوزيع. حيث تتم المقارنة بين التوزيعات التراكمية للعينة الأولى والعينة الثانية. تم تحديد أكبر فرق D بين التوزيعين التراكميين للعينتين.

خطوات إجراء اختباركولموجوروف-سميرنوف لعينتين مستقلتين:

1-صياغة الفرضيات:

- الفرضية الصفرية H_0: العينتان تشتقان من نفس التوزيع .
- الفرضية البديلة H_1 : العينتان تشتقان من توزيعين مختلفين.

2-ترتيب البيانات في كل عينة بترتيب تصاعدي.

3-حساب التوزيع التراكمي النسبي لكل عينة . حيث $F_1(x)$ و $F_2(x)$ هما التوزيعان التراكميان التجريبيان للعينتين .

4-حساب الفرق المطلق بين التوزيعين التراكميين النسبيين للعينتين،

$$D = |F_1(X) - F_2(X)|$$

5-تحديد الفرق المطلق الأقصى: $D = max|F_1(X) - F_2(X)|$

(*Le test de Kolmogorov-Smirnov*,SD)

6-تحديد القيمة الحرجة و اتخاذ القرار: تحدد القيمة الحرجة باستخدام توزيع D بناء على حجم العينتين ومستوى الدلالة المختار α .

- اذا كان حجم العينتين معا اقل او يساوي 40 ($n_1 + n_2 \leq 40$) ، الدرجة الحرجة تستخرج مباشرة من الجدول النظري عند مستوى الدلالة المفترض و حجم العينتين.
- اما في حالة العينات الكبير ة فالدرجة الحرجة تساوي:

عند 0.01 :

$$D = 1.63\sqrt{\frac{n_1 + n_2}{n_1 * n_2}}$$

عند 0.05 :

$$D = 1.36\sqrt{\frac{n_1 + n_2}{n_1 * n_2}}$$

نرفض الفرضية الصفرية اذا كانت القيمة المحسوبة D اكبر من القيمة الحرجة المستخرجة من توزيع D **(انظر الملحق 8أ)**. ونفشل في رفض الفرضية الصفرية عندما تكون القيمة المحسوبة D اصغر من القيمة الحرجة المستخرجة من توزيع D (بوحفص, 2013, ص 217)

اما عند استخدام البرمجيات الإحصائية مثل SPSS لإجراء اختبار كولموجوروف-سميرنوف:

- فإذا كانت القيمة الا حتمالية p أقل من مستوى المعنوية المحدد (عادة 0.05)، نرفض الفرضية الصفرية، مما يعني أن العينتان تشتقان من توزيعين مختلفين.
- اما إذا كانت القيمة الا حتمالية p أكبر من أو تساوي مستوى المعنوية، فإننا نفشل في رفض الفرضية الصفرية، مما يعني أن العينتان تشتقان من نفس التوزيع..

مثال : اذا كانت لدينا البيانات الاتية :

- العينة1: 8.14 – 9.05 -1.26 – 9.13 - 6.32 – 0.97 -2.78 – 5.46 - 9.57 – 9.64 .
- العينة 2 : 1.57 – 9.70 – 9.57 – 4.85 – 8 – 1.41 – 4.21 – 9.15 – 7.92 – 9.59.

نريد أن نعرف ما إذا كانت هاتان العينتان مشتقتين من نفس التوزيع باستخدام اختبار كولموغوروف-سميرنوف.عند 0.05.

-صياغة الفرضيات:

- الفرضية الصفرية : العينتان تشتقان من نفس التوزيع.
- الفرضية البديلة : العينتان تشتقان من توزيعين مختلفين.

-ترتيب البيانات في كل عينة تصاعديا.

- العينة1: 0.97 – 1.26 -2.78 – 5.46 - 6.32 – 8.14 – 9.05 - 9.13 – 9.57 - 9.64
- العينة 2 : 1.41 – 1.57 – 4.21– 4.85 – 7.92 – 8 – 9.15 – 9.57 – 9.59 – 9.7.

-حساب التوزيع التراكمي النسبي لكل عينة والفرق المطلق بين التوزيعين التراكميين النسبيين للعينتين:. حيث $F_1(x)$ و $F_2(x)$ هما التوزيعان التراكميان التجريبيان للعينتين: انظر الجدول الموالي:

i_1	I_2	X_1	X_2	F_1	F_2	$D^{\cdot} = F_1 - F_2$	$\lvert D \rvert$
1	0	0.97	0	0.1	0	0.1	0.1
2	0	1.26	0	0.2	0	**0.2**	**0.2**
2	1	0	1.41	0.2	0.1	0.1	0.1
2	2	0	1.57	0.2	0.2	0	0
3	2	2.78	0	0.3	0.2	0.1	0.1
3	3	0	4.21	0.3	0.3	0	0
3	4	0	4.85	0.3	0.4	-0.1	0.1
4	4	5.46	0	0.4	0.4	0	0
5	4	6.32	0	0.5	0.4	0.1	0.1
5	5	0	7.92	0.5	0.5	0	0
5	6	0	8	0.5	0.6	-0.1	0.1
6	6	8.14	0	0.6	0.6	0	0
7	6	9.05	0	0.7	0.6	0.1	0.1
8	6	9.13	0	0.8	0.6	**0.2**	**0.2**
8	7	0	9.15	0.8	0.7	0.1	0.1
9	8	9.57	9.57	0.9	0.8	0.1	0.1
9	9	0	9.59	0.9	0.9	0	0
10	9	9.64	0	1	0.9	0.1	0.1
10	10	0	9.7	1	1	0	0

4-تحديد الفرق المطلق الأقصى:

$$D = max|D| = 0.2$$

5-تحديد القيمة الحرجة و اتخاذ القرار: تحدد القيمة الحرجة باستخدام توزيع D بناءً على حجم العينتين ومستوى الدلالة المختارα . من الجدول النظري عند (0.05 - 10 - 10) القيمة الحرجة تساوي 0.6 **(انظر الملحق 8ب)** . بالمقارنة نجد ان القيمة المحسوبة D (0.2)اقل من القيمة الحرجة D (0.6) ومنه نقبل الفرضية الصفرية التي تنص على عدم وجود فرق بين توزيع العينتين.

اختبار مان - وتني (اختبار يو) Mann - Whitney - U test

يوجد عدة اختبارات إحصائية لابارامترية تستخدم لفحص الفرضيات المتعلقة بمجموعتين مستقلتين والتى تستخدم كبديل لاختبار "t" لفحص الفرضيات المتعلقة بمجموعتين مستقلتين عندما يكون التوزيع غير اعتدالى ،ومن أكثر هذه الاختبارات استخداما هو اختبار مان – وتنى . Mann- Whitney- U test . يستعان بهذا الاختبار للمقارنة بين عينتين مستقلتين حينما تكون بيانات كل عينة في صورة رتبية ، او حولت بياناتها العددية الى صورة رتبية وهذا الاختبار يعد بديلا عن اختبار t المشهور عندما نعجز عن توفير شروط اختبار t ، ويعتبر اختبار مان ويتني اختبارا لا معلميا قويا.

(*Test U de Mann-Whitney*,sd)

وتوجد حالتين من المعالجة في هذا الاختبار ، وهي :

- عندما تكون العينات ذات حجم لا يزيد عن 20 فرد ،
- عندما يزيد أفراد العينة من 20 فردا.

ولاختبار الدلالة الإحصائية لقيمة اختبار**U** يتم الرجوع إلى الجدول النظري لقيم **U** واستخراج القيمة النظرية ثم مقارنتها بالقيمة المحسوبة فإذا كانت المحسوبة اقل او تساوي الجدولية عند مستوى الدلالة المحدد وجب رفض الفرضية الصفرية. وفيما يلى نوضح الإجراءات المتبعة لفحص الفرضيات المتعلقة بمجموعتين مستقلتين (غير مرتبطتين) باستخدام اختبار **مان – وتنى.**

1-فى حالة العينات الصغيرة (حجم كل مجموعة لا يزيد عن 20) : يستخدم اختبار "مان – وتنى" لفحص الفرضيات التى تحتوى على متوسطين وذلك باستخدام القانون التالى:

$$U_1 = n_1 n_2 + \frac{n_1(n_1+1)}{2} - R_1$$

$$U_2 = n_1 n_2 + \frac{n_2(n_2+1)}{2} - R_2$$

- حيث n_1 و n_2 هما أحجام العينات للمجموعتين الكبرى و الصغرى.

- R_1 : مجموع الرتب للمجموعة الكبرى.

- R_2: مجموع الرتب للمجموعة الصغرى .

الخطوات:

1-ترتيب البيانات : دمج البيانات من كلا المجموعتين و ترتيبها من الأصغر إلى الأكبر.

2- تعيين الرتب : إعطِاء كل قيمة رتبة حسب ترتيبها. إذا كان هناك قيم متكررة ، تمنح الرتب المتوسطة.

3-حساب مجموع الرتب لكل مجموعة:

- R_1 : مجموع الرتب للمجموعة الأولى.
- R_2 : مجموع الرتب للمجموعة الثانية.

4. حساب إحصاء الاختبار:

$$U_1 = n_1 n_2 + \frac{n_1(n_1+1)}{2} - R_1$$

$$U_2 = n_1 n_2 + \frac{n_2(n_2+1)}{2} - R_2$$

5-تحديد القيمة الأصغر بين U_1 و U_2 و نرمز لها ب U .

6- من جدول القيم الحرجة لاختبار مان – وتنى نوجد " U " الجدولية عند n_1 "" الصغرى ، " n_2 " الكبرى.

7.- نقارن بين قيمة " U " المحسوبة وقيمة U الجدولية(**انظر الملحق 12**) : إذا كانت قيمة U المحسوبة اصغر من قيمة U الجدولية فإنه يوجد فرق دال إحصائيا، لصالح المجموعة ذات المتوسط الأكبر . وإذا كانت قيمة U المحسوبة اكبر او تساوي قيمة U الجدولية فإنه لايوجد فرق دال إحصائيا.

- *إذا كانت احصائية U أقل من أو تساوي القيمة الحرجة، نرفض الفرضية الصفرية.*
- *إذا كانت احصائية U اكبر من القيمة الحرجة، ، لا يمكننا رفض الفرضية الصفرية.*

مثال : نفترض أن باحثًا يرغب في مقارنة مستويات القلق بين مجموعتين من الطلاب: الطلاب الذين يدرسون بانتظام والطلاب الذين يدرسون فقط قبل الامتحانات. تم جمع درجات القلق من المجموعتين.

المجموعة A (يدرسون بانتظام)	10	12	9	14	11
المجموعة B (يدرسون فقط قبل الامتحانات)	15	18	17	16	19

المطلوب اختبار دلالة الفروق بين المجموعتين في درجات القلق تبعا لطريقة مراجعتهم للامتحانات ، باستخدام اختبار مان ويتني عند مستوى 0.05.

الحل:

- **دمج وترتيب البيانات**: نقوم بدمج المجموعتين وترتيب العناصر بترتيب تصاعدي، ثم نخصص لكل عنصر رتبته.

الرتبة	المجموعة	القيم
1	A	9
2	A	10
3	A	11
4	A	12
5	A	14
6	B	15
7	B	16
8	B	17
9	B	18
10	B	19

- **حساب مجموع الرتب لكل مجموعة:**

مجموع رتب المجموعة A :

$$R_A = 1 + 2 + 3 + 4 + 5 = 15$$

مجموع رتب المجموعة B :

$$R_B = 6 + 7 + 8 + 9 + 10 = 40$$

- **حساب إحصائية U : نستخدم الصيغة لحساب U لكل مجموعة:**

بحيث: $n_A = 5$ ، $n_B = 5$ ، $R_A = 15$ ، $R_B = 40$.

$$U_A = n_A n_B + \frac{n_A(n_A+1)}{2} - R_A$$

$$U_A = 5 * 5 + \frac{5(5+1)}{2} - 15 = \mathbf{25}$$

$$U_A = 25$$

$$U_B = n_A n_B + \frac{n_B(n_B+1)}{2} - R_B$$

$$U_B = 5 * 5 + \frac{5(5+1)}{2} - 40 = 0$$

$$U_B = 0$$

- **احصائية الاختبار (U)** : نأخذ الأصغر بين U_A و U_B

$$U = min(U_A - U_B) = min(0 - 25) = 0$$

- **تحديد القيمة الحرجة**: نستخدم جدول القيم الحرجة لاختبار مان ويتني لتحديد القيمة الحرجة بناءً على حجم العينتين ومستوى الدلالة المطلوب (عادة 0.05). *بالنسبة لحجم العينتين* $n_A = 5$ ، $n_B = 5$ ومستوى دلالة 0.05، نجد أن القيمة الحرجة من الجداول هي 2.(**انظر الملحق رقم 12)**

- ***مقارنة احصائية U بالقيمة الحرجة:*** الإحصائية في هذا المثال : $U = 0$ أقل من القيمة الحرجة (2). لذا، نرفض الفرضية الصفرية ونستنتج أن هناك اختلافا كبيرا بين مستويات القلق لدى الطلاب الذين يدرسون بانتظام والطلاب الذين يدرسون فقط قبل الامتحانات.

- **القرار** : رفض الفرضية الصفرية يعني أننا وجدنا دليلا كافيا على وجود فرق بين المجموعتين فيما يتعلق بمستويات القلق. إذا لم نتمكن من رفض الفرضية الصفرية، فهذا يعني اننا فشلنا في إيجاد دليل كافٍ على وجود فرق كبير بين المجموعتين.

2-في حالة العينات الكبيرة (حجم أى مجموعة يزيدعن 20) : في حالة العينات الكبيرة (حجم أى مجموعة يزيد عن 20) يقترب التوزيع التكراى لـ (U) من التوزيع الاعتدالى ولذلك لم تعد جداول للدلالة الإحصائية لـ (U) لمجموعة يزيد عددها عن 20، ولذلك تحسب الدلالة الإحصائية لـ (U) في حالة العينات الكبيرة باتباع نفس الخطوات السابقة لاستخدم **اختبار مان – وتنى** " لفحص الفرضيات التى تحتوى على متوسطين مع العينات الصغيرة حتى نصل إلى القيمة الصغرى U،ثم نكمل الحل بإيجاد الدرجة المعيارية (ز) Z ، من المعادلة :

$$Z = \frac{U - n_1 n_2}{\sqrt{\frac{n_1 n_2 (n_1 + n_2 + 1)}{3}}}$$

و لاختبار الدلالة الإحصائية نقارن القيمة (Z) المحسوبة بالقيم المتعارف عليها في منحنى التوزيع الاعتدالي:

	0.05	0.01
دلالة الطرفين	±1.96	±2.58
دلالة الطرف الواحد	±1.645	±2.32

- إذا كانت قيمة Z المحسوبة اصغر من قيمة Z المتعارف عليها في منحنى التوزيع الطبيعي عند مستوى الدلالة المختار(0.01-0.05) أي ان قيمة Z تنتمي الى المجال (-1.96 الى +1.96) او المجال (-2.58 الى +2.58) فإن الفرق غير دال إحصائيا. عند ذلك المستوى.(0.01-0.05)
- إذا كانت قيمة Z المحسوبة اكبر او تساوي قيمة Z المتعارف عليها في منحنى التوزيع الطبيعي عند مستوى الدلالة المختار.(0.01-0.05) ، أي ان قيمة Z تنتمي الى المجال (-1.96 الى +1.96) او المجال (-2.58 الى +2.58) فإن الفرق دال إحصائيا . عند ذلك المستوى.(0.01-0.05)

مثال: أراد باحث دراسة تأثير العلاج السلوكي المعرفي (CBT) على مستويات القلق لدى مجموعة من الأفراد. لديك مجموعتان من الأفراد، المجموعة الأولى (مجموعة العلاج) تضم 30 فردًا خضعوا للعلاج، والمجموعة الثانية (مجموعة التحكم) تضم 30 فردًا لم يخضعوا للعلاج. تم قياس مستويات القلق باستخدام مقياس بيك للقلق (BAI) بعد 8 أسابيع من العلاج. حيث أن القيم الأعلى تشير إلى مستويات قلق أعلى.

مجموعة العلاج (درجات القلق بعد العلاج):

12, 15, 14, 20, 18, 16, 14, 17, 19, 13, 22, 21, 18, 15, 14, 17, 18, 20, 21, 15, 19, 16, 14, 18, 20, 17, 21, 15, 16, 19

مجموعة التحكم (درجات القلق بدون علاج):

24 ,28 ,26 ,27 ,23 ,25 ,26 ,28 ,24 ,25 ,29 ,27 ,24 ,26 ,28 ,25 ,27 ,23 ,28 ,26 ,24 ,30 ,22 ,29 ,25 ,27 ,28 ,23 ,26 ,24

المطلوب فحص دلالة الفروق بين العينتين عند 0.05 باستخدام اختبار مان ويتني .

خطوات إجراء اختبارمان ويتني :

- **دمج وترتيب البيانات:** دمج بيانات المجموعتين وترتيبها تصاعديا.

12, 13, 14, 14, 14, 14, 15, 15, 15, 15, 16, 16, 16, 17, 17, 17, 18, 18, 18, 18, 19, 19, 19, 20, 20, 20, 21, 21, 21, 22, 22, 23, 23, 23, 24, 24, 24, 24, 24, 25, 25, 25, 25, 26, 26, 26, 26, 26, 27, 27, 27, 27, 28, 28, 28, 28, 28, 29, 29, 30

- **تخصيص الرتب:** منح كل قيمة رتبة (باستخدام متوسط الرتب للقيم المتساوية).

القيم	الرتبة	متوسط الرتبة
12	1	1
13	2	2
14	6-5-4-3	4.5
15	10-9-8-7	8.5
16	13-12-11	12
17	16-15-14	15
18	20-19-18-17	18.5
19	23-22-21	22
20	26-25-24	25
21	29-28-27	28
22	31-30	30.5
23	34-33-32	33
24	39-38-37-36-35	37
25	43-42-41-40	41.5
26	48-47-46-45-44	46
27	52-51-50-49	50.5
28	57-56-55-54-53	55
29	59-58	58.5
30	60	60

- **حساب مجموع الرتب:** مجموع الرتب لمجموعة العلاج :

12, 15, 14, 20, 18, 16, 14, 17, 19, 13, 22, 21, 18, 15, 14, 17, 18, 20, 21, 15, 19, 16, 14, 18, 20, 17, 21, 15, 16, 19

$$R_1 = 1 + 8.5 + 4.5 + 25 + 18.5 + 12 + 4.5 + 15 + 22 + 2 + 30.5 + 28 + 18.5 + 8.5 + 4.5 + 15 + 18.5 + 25 + 28 + 8.5 + 22 + 12 + 4.5 + 18.5 + 25 + 15 + 28 + 8.5 + 12 + 22 = 465.5$$

$$\boldsymbol{R_1 = 465.5}$$

مجموع الرتب لمجموعة التحكم :

24 ,28 ,26 ,27 ,23 ,25 ,26 ,28 ,24 ,25 ,29 ,27 ,24 ,26 ,28 ,25 ,27 ,23 ,28 ,26 ,24 ,30 ,22 ,29 ,25 ,27 ,28 ,23 ,26 ,24

$$R_2 = 37 + 55 + 46 + 50.5 + 33 + 41.5 + 46 + 55 + 37 + 41.5 + 58.5 + 50.5 + 37 + 46 + 55 + 41.5 + 50.5 + 33 + 55 + 46 + 37 + 60 + 30.5 + 58.5 + 41.5 + 50.5 + 55 + 33 + 46 + 37 = 1364.5$$

$$\boldsymbol{R_2 = 1364.5}$$

- حساب قيمة U:

$$U_1 = n_1 n_2 + \frac{n_1(n_1+1)}{2} - R_1$$

$$U_1 = 30 * 30 + \frac{30(30+1)}{2} - 465.5$$

$$\boldsymbol{U_1 = 899.5}$$

$$U_2 = n_1 n_2 + \frac{n_2(n_2+1)}{2} - R_2$$

$$U_2 = 30 * 30 + \frac{30(30+1)}{2} - 1364.5$$

$$\boldsymbol{U_2 = 0.5}$$

قيمة U الأصغر هي 0.5.

$$\boldsymbol{U = 0.5}$$

- حساب الإحصائية Z (للعيّنات الكبيرة):

$$Z = \frac{U - n_1 n_2}{\sqrt{\frac{n_1 n_2 (n_1 + n_2 + 1)}{3}}}$$

$$Z = \frac{0.5 - 30*30}{\sqrt{\frac{30*30(30+30+1)}{3}}} = \frac{-899.5}{\sqrt{\frac{900*61}{3}}} = -6.65$$

بمقارنة Z بالقيم الحرجة للتوزيع الطبيعي عند مستوى دلالة 0.05 (التي تكون تقريبًا ±1.96)، نجد أن Z يقع ضمن منطقة الرفض(-1.96، +1.96)مما يعني أن هناك فرقًا دالًا إحصائيًا بين المجموعتين عند مستوى الدلالة 0.05.

رفض الفرضية الصفرية يعني أننا وجدنا دلائل قوية على أن العلاج السلوكي المعرفي (CBT) أدى إلى انخفاض كبير في مستويات القلق لدى الأفراد الذين خضعوا للعلاج مقارنةً بأولئك الذين لم يخضعوا للعلاج.

اختبار ويلكوكسن للأزواج غيرالمستقلة ذات الإشارة للرتب

Wilcoxon - Matched Paired Signed - ranks Test

يستخدم اختبار ويلكوكسن للازواج غير المستقلة (المترابطة) ، حينما تتم مزاوجة المشاهدات في مجموعتين متناظرتين من البيانات ، مثل تطبيق الباحث لاختبار قبلي ثم اختبار بعدي على العينة نفسها. واختبار ويلكوكسن اختبار لابارامتري بدبل لاختبار **t** للعينات المترابطة (غير المستقلة) ، ويتميز بالكشف عن اتجاه الفروق بين ازواج المشاهدات وحجم تلك الفروق. ومن اجل استخدام هذا الاختبار ، فان البيانات يجب ان تكون في صورة ازواج من الدرجات ، وكل زوج فيها يخص احد افراد العينة ، او الفرد النظير المشابه تماما للفرد في مجموعة أخرى **(فهمي, 2005, ص 436)**. وتوجد طريقتين من المعالجة في هذا الاختبار :

- طريقة ويلكوكسن عندما : حجم العينة محصور ما بين 6-25 فرد
- طريقة ويلكوكسن عندما : حجم العينة اكبر من 25 فرد

1- طريقة ويلكوكسن عندما يكون حجم العينة محصور ما بين 6-25 فرد : في هذا الأسلوب ، يجب علينا اتباع الخطوات التالية:

- نضع البيانات المناظرة لكل زوج في عمودين ، يخصص العمود الأول لبيانات الاختبار القبلي مثلا و العمود الثاني لدرجات الاختبار البعدي.
- نحسب الفرق بين كل درجتين متناظرتين متجاورتين لكل فرد ، بحيث نطرح درجة القبلي من درجة البعدي.
- تحذف الإشارات التي ظهرت امام الفرق في الخطوة السابقة ، و تكتب القيم دون إشارات في عمود مجاور ، و نسمي ذلك الفرق المطلق.
- توضع رتب للفروق التي ظهرت في الخطوة السابقة ، بحيث نبدأ من الفرق الأصغر برتبة 1 ...الخ. و في حالة الفروق المتساوية نستخرج متوسط الرتب المتسلسلة التي تحتلها هذه الفروق.
- يعاد كتابة الرتب في عمود اخر و ترصد امامها الإشارات التي سبق حذفها في الخطوة 3 ، ثم تجمع الفروق الموجبة ، و تجمع الفروق السالبة ، و تأخذ منها القيمة الأقل.

T_+ : مجموع الرتب للفروق الموجبة.

T_- : مجموع الرتب للفروق السالبة.

- تحديد القيمة الأصغر W من بين T_+ و T_- .

- ولاختبار الدلالة الإحصائية نقوم بمقارنة القيمة الأقل المحسوبة في الخطوة السابقة بقيم نظرية لاختبار ويلكوكسن **(الملحق رقم 9)** ، والشرط اللازم لدلالة الفروق هو ان تكون القيمة المحسوبة اقل من القيمة الجدولية ، و اذا كانت اكبر فلا يكون لها دلالة إحصائية. و هدا توضيح لكيفية اختبار الدلالة الإحصائية :

1- إيجاد القيمة الحرجة: نحتاج إلى جدول القيم الحرجة لاختبار ويلكوكسون لعدد الأزواج (n) وعند مستوى دلالة معين (مثلاً 0.05).

2- مقارنة (*W*) المحسوبة بالقيمة الحرجة. إذا كانت (*W*) المحسوبة أقل من أو تساوي القيمة الحرجة، نرفض الفرضية الصفرية (بوحفص, 2013, ص 234).

كما يمكن استخدام البرمجيات الإحصائية مثل SPSS أو R لتسهيل العمليات الحسابية والحصول على النتائج بسرعة ودقة.

مثال: أراد باحث دراسة تأثير العلاج بالتأمل على مستويات القلق لدى مجموعة مكونة من 10 الأفراد. تم قياس مستويات القلق لديهم قبل وبعد 8 أسابيع من العلاج. و قد تحصل على البيانات التالية لمستويات القلق قبل وبعد العلاج .

الافراد	القلق قبل العلاج	القلق بعد العلاج
1	30	22
2	45	35
3	28	25
4	50	40
5	32	28
6	40	35
7	35	30
8	48	37
9	42	38
10	36	29

المطلوب فحص دلالة الفروق في القلق قبل و بعد العلاج عند 0.05 باستخدام اختبار ويلكوكسن.

الحل : خطوات إجراء اختبارويلكوكسن:

- حساب الفروق بين القيم قبل وبعد العلاج:

الافراد	القلق قبل العلاج	القلق بعد العلاج	الفرق(بعد – قبل)	الفرق المطلق
1	30	22	8-	8
2	45	35	10-	10
3	28	25	3-	3
4	50	40	10-	10
5	32	28	4-	4
6	40	35	5-	5
7	35	30	5-	5
8	48	37	11-	11
9	42	38	4-	4
10	36	29	7-	7

- ترتيب القيم المطلقة للفروق ومن ثم إسناد الرتب لها:

القيمة	3	4	4	5	5	7	8	10	10	11
الرتبة	1	2.5	2.5	4.5	4.5	6	7	8.5	8.5	10

حساب مجموع الرتب للإشارات الموجبة والسالبة: نظرا لأن جميع الفروق سالبة، يكون مجموع الرتب للفروق السالبة هو مجموع جميع الرتب :

مجموع الرتب للفروق السالبة : $T_- = 1 + 2.5 + 2.5 + 4.5 + 4.5 + 6 + 7 + 8.5 + 8.5 + 10 = 55$.

مجموع الرتب للفروق السالبة : $T_- = 55$.

مجموع الرتب للفروق الموجبة $T_+ = 0$.

- حساب إحصائية اختبار ويلكوكسن T : قيمة T هي مجموع الرتب الأقل : $W = 0$
- إيجاد قيمة W الحرجة في جداول اختبار ويلكوكسن للعينات المرتبطة. بالنسبة لعينة بحجم 10 ومستوى دلالة 0.05، القيمة الحرجة هي **8.(انظر الملحق رقم 9)**
- المقارنة بين W المحسوبة و W الحرجة ، و نظرًا لأن قيمة W (0) اصغر من القيمة الحرجة (**8**)، فإننا نرفض الفرضية الصفرية.

رفض الفرضية الصفرية يعني وجود دلائل قوية على أن العلاج بالتأمل أدى إلى انخفاض كبير في مستويات القلق لدى الأفراد بعد 8 أسابيع من العلاج.

2-طريقة ويلكوكسن عندما يكون حجم العينة اكبر من 25 فرد: عندما يكون حجم العينة أكبر من 25 فردًا، يمكن استخدام التوزيع الطبيعي لتقدير قيمة اختبار ويلكوكسن بدلاً من استخدام الجداول التقليدية. يتم ذلك بتحويل إحصائية الاختبار إلى توزيع طبيعي.

خطوات استخدام طريقة ويلكوكسن مع عينات كبيرة (أكبر من 25):

- حساب الرتب المطلقة للفروق.
- حساب الفروق بين الأزواج.
- حساب القيم المطلقة لهذه الفروق و ترتيبها .
- حساب إحصائية الاختبار T من خلال جمع رتب الفروق الإيجابية
- حساب إحصائية الاختبار القياسية Z من المعادلة : (ابو حطب & صادق, 2010, ص 748)

$$Z = \frac{W - \frac{N(N+1)}{4}}{\sqrt{\frac{N(N+1)(2N+1)}{24}}}$$

حيث : n هو عدد الأزواج (حجم العينة). W هو مجموع رتب الفروق الإيجابية.

- تحديد القيمة الحرجة من التوزيع الطبيعي عند مستوى الدلالة المحددة . مثلا اختبار (ذو الطرفين) القيمة الحرجة من التوزيع الطبيعي القياسي هي 1.96.
- مقارنة Z المحسوبة بالقيمة الحرجة: إذا كان $|Z|$ اكبر من القيمة الحرجة نرفض الفرضية الصفرية

مثال تطبيقي باستخدام طريقة ويلكوكسن عندما يكون حجم العينة أكبر من 25 فردًا

- الموضوع: فحص دلالة فعالية برنامج تدريبي على القلق قبل وبعد التطبيق.
- المشاركون: 30 فردًا يعانون من مستويات متوسطة من القلق.
- الإجراءات: تم قياس مستويات القلق قبل وبعد المشاركة في برنامج تدريبي مدته شهر.
- البيانات المتحصل عليها:

القلق بعد التدريب	القلق قبل التدريب	الافراد
5	8	1
4	7	2
5	6	3
3	5	4
5	8	5
6	9	6
4	7	7
5	6	8
4	5	9
5	7	10
5	8	11
6	9	12
4	6	13
5	7	14
5	8	15
6	9	16
5	8	17
4	7	18
5	6	19
3	5	20
5	8	21
6	9	22
4	7	23
5	6	24
4	5	25
5	7	26
5	8	27
6	9	28
4	6	29
5	7	30

- **المطلوب** فحص دلالة الفروق في القلق قبل و بعد التدريب عند 0.05 باستخدام اختبار ويلكوكسن.

الحل: الخطوات: حساب الفروق بين القياسات قبل وبعد البرنامج التدريبي:

الافراد	القلق قبل التدريب	القلق بعد التدريب	الفرق(بعد – قبل)	الفرق المطلق
1	8	5	3-	3
2	7	4	3-	3
3	6	5	1-	1
4	5	3	2-	2
5	8	5	3-	3
6	9	6	3-	3
7	7	4	3-	3
8	6	5	1-	1
9	5	4	1-	1
10	7	5	2-	2
11	8	5	3-	3
12	9	6	3-	3
13	6	4	2-	2
14	7	5	2-	2
15	8	5	3-	3
16	9	6	3-	3
17	8	5	3-	3
18	7	4	3-	3
19	6	5	1-	1
20	5	3	2-	2
21	8	5	3-	3
22	9	6	3-	3
23	7	4	3-	3
24	6	5	1-	1
25	5	4	1-	1
26	7	5	2-	2
27	8	5	3-	3
28	9	6	3-	3
29	6	4	2-	2
30	7	5	2-	2

- ترتيب القيم المطلقة للفروق مع استبعاد الفروق التي تساوي صفرا: لا توجد فروق صفرية في هذه الحالة.

ومن ثم إسناد الرتب لها (إذا كانت هناك قيم مكررة، نعطي كل منها متوسط الرتبة):

القيمة	1	1	1	1	1	1	2	2	2	2	2	2	2	2	3
الرتبة	3.5	3.5	3.5	3.5	3.5	3.5	10.5	10.5	10.5	10.5	10.5	10.5	10.5	10.5	22.5
القيمة	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3
الرتبة	22.5	22.5	22.5	22.5	22.5	22.5	22.5	22.5	22.5	22.5	22.5	22.5	22.5	22.5	22.5

- حساب مجموع الرتب للإشارات الموجبة والسالبة: نظرا لأن جميع الفروق سالبة، يكون مجموع الرتب للفروق السالبة هو مجموع جميع الرتب:

$$T_{-} = 3.5 + 3.5 + 3.5 + 3.5 + 3.5 + 3.5 + 10.5 + 10.5 + 10.5 + 10.5 + 10.5 + 10.5 + 10.5 + 10.5 + 22.5 + 22.5 + 22.5 + 22.5 + 22.5 + 22.5 + 22.5 + 22.5 + 22.5 + 22.5 + 22.5 + 22.5 + 22.5 + 22.5 + 22.5 + 22.5 = \mathbf{465}$$

$T_{-} = 465$: مجموع الرتب للفروق السالبة.

$T_{+} = 0$ مجموع الرتب للفروق الموجبة.

- حساب إحصائية الاختبار القياسية Z من المعادلة :

$$Z = \frac{\boldsymbol{W} - \frac{N(N+1)}{4}}{\sqrt{\frac{N(N+1)(2N+1)}{24}}}$$

$$Z = \frac{\mathbf{0} - \frac{30(30+1)}{4}}{\sqrt{\frac{30(30+1)(2*30+1)}{24}}} = \frac{-232.5}{48.61} = -\mathbf{4.78}$$

- تحديد القيمة الحرجة من التوزيع الطبيعي: عند 0.05 (ذو الطرفين) القيمة الحرجة من التوزيع الطبيعي القياسي هي 1.96.
- مقارنة Z بالقيمة الحرجة: إذا كان $|Z|$ اكبر من القيمة الحرجة نرفض الفرضية الصفرية
- نظرًا لأن $|Z|$ =4.88 أكبر من 1.96، نرفض الفرضية الصفرية.
- الاستنتاج: هناك فرق ذو دلالة إحصائية بين مستويات القلق قبل وبعد البرنامج التدريبي، مما يشير إلى أن البرنامج التدريبي كان فعالًا في تقليل القلق لدى المشاركين.

طريقة كروسكال – واليز لتحليل التباين في اتجاه واحد.

Kruskal - Wallis One way Analysis of Variance

أسلوب كروسكال -واليز بديل لتحليل التباين احادي الاتجاه في الأساليب البارامترية ، ويصلح للمقارنة بين عدة عينات مستقلة ولا يتطلب تساوي احجام العينات. فهو يستخدم لمقارنة الفروق بين ثلاث مجموعات أو أكثر.

يستخدم هذا الاختبار لمقارنة القيم الكلية لعدد من المجموعات عندما تكون البيانات مقدمة على مستوى الرتب، وهو مفيد أيضا عندما تكون لدينا بيانات كمية لا تتوفر فيها شروط تطبيق تحليل التباين الأحادي(جريجوري وآخرون, 2020, ص 211)، أي حينما تكون البيانات التي تم جمعها في صورة رتبية او حولت الى صورة رتبية، فانه يلجا الى أسلوب كروسكال -واليز. وخاصة عندما تكون المجموعات غير متجانسة.، و هو يعتمد على اختبار $\chi 2$ ،.

وكمثال :حينما يعتمد الباحث في دراسته على عدة عينات مستقلة (سودانيون -جزائريون- عراقيون) ، بغرض معرفة اتجاهات افراد هذه العينات نحو قضية من القضايا السياسية و الاجتماعية ، والكشف عن دلالة الفروق بين هذه العينات الثلاث.

و يتطلب استخدام هذه الطريقة إعطاء رتب لجميع افراد المجموعات موضع المقارنة، و كأن هذه المجموعات مجموعة واحدة ، حيث تعطى الرتبة 1 لأصغر درجة ثم الرتبة 2 للدرجة التي تلها...... وهكذا.

خطوات اجراء اختبار كروسكال- و اليز:

2- تعيين الرتب: أعطِ كل قيمة رتبة حسب ترتيبها. إذا كان هناك تعادل، امنح الرتب المتوسطة.

3- حساب مجموع الرتب لكل مجموعة: - R_i: مجموع الرتب للمجموعة i.

4- **حساب إحصاء الاختبار: (باهي & عنان, 2001, ص 128)**

$$H = \left(\frac{12}{N(N+1)}\right)\sum\left(\frac{R_i^2}{n_i}\right) - 3(N+1)$$

- حيث N هو مجموع أحجام العينات لجميع المجموعات و n_i هو حجم العينة للمجموعة i.

5- استخراج القيمة الحرجة :

<u>الحالة الأولى : العينات صغيرة الحجم .</u>

- **استخراج القيمة الحرجة** :من جداول القيم الحرجة لاختبار كروسكال – واليس **(الملحق رقم 10).**

- المقارنة و اتخاذ القرار: إذا كانت القيمة المحسوبة لإحصاء الاختبار H ، اكبر او تساوي القيمة الحرجة عند عدد المجموعات k وحجم العينات $n_1 - n_2 ......n_k$ ومستوى الدلالة α ، فإنه يجب أن نرفض الفرضية الصفرية؛ مما يعني وجود فروق معنوية بين المجموعات . ولتحديد الى أي المجموعات تعود الاختلافات وجب اجراء مقارنات متعددة بين كل مجموعتين ، أي بين كل عينتين مستقلتين باستخدام أسلوب من الأساليب التي سبق التعرض لها . وفي المقابل، إذا كانت القيمة المحسوبة اقل من القيمة الجدولية ، فإننا لا نرفض الفرضية الصفرية .

<u>الحالة الثانية : العينات كبيرة الحجم (الاحجام الغير متوفرة في الجدول النظري لاختبار كروسكال واليس)</u>

- **استخراج القيمة الحرجة** :من جداول القيم الحرجة لتوزيع كاي مربع.($\chi 2$)
- المقارنة و اتخاذ القرار : إذا كانت القيمة المحسوبة لإحصاء الاختبار H، اكبر او تساوي القيمة الحرجة $\chi 2$ عند درجة الحرية k-1 ومستوى الدلالة المفترضα **(المستخرجة من الجدول النظري لقيم $\chi 2$ - الملحق 4)** ، فإنه يجب أن نرفض الفرضية الصفرية؛ مما يعني وجود فروق معنوية بين المجموعات. ولتحديد الى أي المجموعات تعود الاختلافات وجب اجراء مقارنات متعددة بين كل مجوعتين ، أي بين كل عينتين مستقلتين باستخدام أسلوب من الأساليب التي سبق التعرض لها . وفي المقابل، إذا كانت القيمة المحسوبة اقل من القيمة الجدولية ، فإننا لا نرفض الفرضية الصفرية .

باختصار يمكن اختبار الدلالة الإحصائية لمعامل كروسكال باتباع الخطوات الاتية :

- إيجاد القيمة الحرجة: نستخدم الجدول النظري لاختبار كروسكال واليس او جدول التوزيع مربع كاي $\chi 2$ عند مستوى الدلالة المفترض α مع درجات حرية تساوي(k-1) ، حيث (k) هو عدد المجموعات.
- مقارنة (H) بالقيمة الحرجة: إذا كانت (H) المحسوبة أكبر من أو تساوي القيمة الحرجة ، هذا يعني وجود دلالة احصائية ، ومنه نرفض الفرضية الصفرية. ونقبل الفرضية البديلة التي تقر بوجود فروق بين المجموعات. وعندما تكون نتائج اختبار كروسكال واليس H معنوية، فإن هذا يشير إلى أن عينة واحدة على الأقل مختلفة عن العينات الأخرى،

مثال1: لدينا ثلاث مجموعات من البيانات:

-المجموعة الأولى: [2, 4, 6]   - المجموعة الثانية: [1, 3, 5]   -المجموعة الثالثة: [7, 8, 9]

المطلوب فحص دلالة الفروق بين المجموعات الثلاث باستخدام اختبار كروسكال-واليز عند 0.05

الحل: الخطوات: 1- ترتيب البيانات: جميع القيم مرتبة : 1، 2، 3، 4، 5، 6 ، 7 ، 8 ، 9

2- تعيين الرتب:

القيم	1	2	3	4	5	6	7	8	9
الرتبة	1	2	3	4	5	6	7	8	9

3- حساب مجموع الرتب لكل مجموعة: المجموعة الأولى R_1: 2 (رتبة 2) + 4 (رتبة 4) + 6 (رتبة 6) = 12

$$R_1 = 12$$

- المجموعة الثانية R_2: 1 (رتبة 1) + 3 (رتبة 3) + 5 (رتبة 5) = 9

$$R_2 = 9$$

- المجموعة الثالثة R_3: 7 (رتبة 7) + 8 (رتبة 8) + 9 (رتبة 9) = 24

$$R_3 = 24$$

4-حساب إحصاء الاختبار:

$$H = \left(\frac{12}{N(N+1)}\right)\sum\left(\frac{R_i^2}{n_i}\right) - 3(N+1)$$

$$H = \left(\frac{12}{9(9+1)}\right)\left(\frac{12^2}{3}+\frac{9^2}{3}+\frac{24^2}{3}\right) - 3(9+1)$$

$$H = \left(\frac{12}{9*10}\right)\left(\frac{144}{3}+\frac{81}{3}+\frac{576}{3}\right) - 30$$

$$H = \left(\frac{12}{90}\right)(48+27+192) - 30$$

$$H = \left(\frac{12}{90}\right)(48+27+192) - 30 = 0.133 * 267 - 30 = 35.6 - 30 = 5.6$$

$$\boldsymbol{H = 5.6}$$

5-استخراج القيمة الحرجة: بما ان حجم العينات صغير نلجأ الى الجدول النظري لاختبار كروسكال–واليس لاستخراج القيمة الحرجة عند 0.05 وعدد المجموعات k=3 وحجم العينات n1=n2=n3=3 نجد القيمة الحرجة = 5.6 (انظرالملحق رقم **10**).

6- مقارنة القيمة المحسوبة H مع القيمة الحرجة ، بما أن (H) المحسوبة (5.6) تساوي القيمة الحرجة (5.6)، نرفض الفرضية الصفرية ومنه يوجد فرق دال إحصائياً بين المجموعات الثلاث.

مثال2: أراد باحث دراسة الفروق في درجات الثقة بالنفس حسب مستوى التفاعل الاجتماعي لدى البالغين ، فاختار عينة مكونة من 33 فرد وطبق عليهم مقياسين مقياس الثقة بالنفس ومقياس التفاعل الاجتماعي ، وقام بتحويل درجات التفاعل الاجتماعي الى ثلاثة فئات (تفاعل عالي-تفاعل متوسط-تفاعل منخفض) .و تم تحصل على البيانات التالية :

درجات الثقة بالنفس لدى أصحاب التفاعل العالي	درجات الثقة بالنفس لدى أصحاب التفاعل المتوسط	درجات الثقة بالنفس لدى أصحاب التفاعل المنخفض
24	11	24
30	31	7
42	12	19
16	39	20
43	11	14
46	14	38
49	40	16
34	48	12
28	32	31
20	9	15
	44	20
	30	

المطلوب فحص دلالة الفروق بين المجموعات الثلاث عند مستوى الدلالة 0.05 باستخدام اختبار كروسكال واليس؟

الحل: خطوات اجراء اختبار كروسكال- و اليز:

1- صياغة الفرضيات :

- الفرضية الصفرية : لا توجد فروق دالة إحصائيا في درجات الثقة بالنفس ترجع الى متغير التفاعل الاجتماعي ، عند مستوى الدلالة α=0.05.
- الفرضية البديلة : توجد فروق دالة إحصائيا في درجات الثقة بالنفس ترجع الى متغير التفاعل الاجتماعي ، عند مستوى الدلالة α=0.05

2- تعيين الرتب: دمج القيم و أعطِاء كل قيمة رتبة حسب ترتيبها. إذا كان هناك تعادل، امنح الرتب المتوسطة.

القيم	7	9	11	11	12	12	14	14	15	16	16	19	20	20
الرتبة	**1**	**2**	**3.5**	**3.5**	**5.5**	**5.5**	**7.5**	**7.5**	**9**	**10.5**	**10.5**	**12**	**14**	**14**
القيم	20	24	24	28	30	30	31	31	32	34	38	39	40	42
الرتبة	14	16.5	16.5	18	19.5	19.5	21.5	21.5	23	24	25	26	27	28
القيم	43	44	46	48	49									
الرتبة	29	30	31	32	33									

3- حساب مجموع الرتب لكل مجموعة: - R_i: مجموع الرتب للمجموعة i.

	المجموعة 1	رتب المجموعة1	المجموعة2	رتب المجموعة2	المجموعة3	رتب المجموعة3
	24	**16.5**	**11**	**3.5**	**24**	**16.5**
	30	**19.5**	**31**	**21.5**	**7**	**1**
	42	**28**	**12**	**5.5**	**19**	**12**
	16	**10.5**	**39**	**26**	**20**	**14**
	43	**29**	**11**	**3.5**	**14**	**7.5**
	46	**31**	**14**	**7.5**	**38**	**25**
	49	**33**	**40**	**27**	**16**	**10.5**
	34	**24**	**48**	**32**	**12**	**5.5**
	28	**18**	**32**	**23**	**31**	**21.5**
	20	**14**	**9**	**2**	**15**	**9**
			44	**30**	**20**	**14**
			30	**19.5**		
مجموع الرتب		**223.5**		**201**		**136.5**

- حساب مجموع الرتب لكل مجموعة:

المجموعة الأولى R_1:

$$R_1 = 16.5 + 19.5 + 28 + 10.5 + 29 + 31 + 33 + 24 + 18 + 14 = \mathbf{223.5}$$

- المجموعة الثانية R_2:

$$R_2 = 3.5 + 21.5 + 5.5 + 26 + 3.5 + 7.5 + 27 + 32 + 23 + 2 + 30 + 19.5 = \mathbf{201}$$

- المجموعة الثالثة R_3:

$$R_3 = 16.5 + 1 + 12 + 14 + 7.5 + 25 + 10.5 + 5.5 + 21.5 + 9 + 14 = \mathbf{136.5}$$

4- حساب إحصاء الاختبار:

$$H = \left(\frac{12}{N(N+1)}\right)\sum\left(\frac{R_i^2}{n_i}\right) - 3(N+1)$$

$$H = \left(\frac{12}{33(33+1)}\right) * \left(\frac{223.5^2}{10} + \frac{201^2}{12} + \frac{136.5^2}{11}\right) - 102$$

$$H = (0.0107) * (4995.22 + 3366.75 + 1693.84) - 102$$

$$\boldsymbol{H = 5.59}$$

- حيث N هو مجموع أحجام العينات لجميع المجموعات و n_i هو حجم العينة للمجموعة i.

5- استخراج القيمة الحرجة : بما ان حجم العينة كبير يتم استخراج القيمة الحرجة من جداول القيم الحرجة لتوزيع كاي مربع.(**χ2**) عند مستوى الدلالة 0.05 و درجة الحرية عدد المجموعات – 1 = 3-1= 2 نجد : **(انظر الملحق رقم 4)**

$$\boldsymbol{\chi 2(0.05 - 2) = 5.99}$$

- اتخاذ القرار : القيمة المحسوبة لإحصاء الاختبار H، اصغر من القيمة الحرجة χ2 و منه لا يمكن رفض الفرضية الصفرية؛ مما يعني عدم وجود فروق معنوية بين المجموعات.

اختبار فريدمان The Friedman Test

اذا كان لدينا عدد من المواقف التجريبية يتعرض المفحوص بعد كل موقف منها لاختبار ما ، ومن ثم يتحصل فيه على درجة ، فيصبح لدينا ثلاث درجات لكل مفحوص اذا كانت المواقف التجريبية التي تعرض لها ثلاثة ، او اربع درجات لكل مفحوص ، اذا كانت المواقف التجريبية التي تعرض لها أربعة. وفي أحيانا اخرى يعرض على نفس المفحوص ثلاثة بدائل ، يجب عليه ان يرتبها حسب تفضيله لها او يعرض عليه خمسة تخصصات او مهن مثلا ، ويطلب منه ان يرتبها من الأكثر أهمية بالنسبة له فيعطى لها الرتبة 1 ثم التي تليها في الأهمية فيعطى لها الرتبة 2 وهكذا. في مثل هذه الحالات يستخدم اختبار فريدمان لتحليل التباين للعينات المترابطة من الدرجة الثانية . ويتم اللجوء الى استخدام اختبار فريدمان عندما تكون البيانات في الصورة الفئوية (الفترية) او النسبية بعد تحويلها الى بيانات في صورة رتبية(ابو حطب & صادق, 2010, ص 752).

خطوات اختبارفريدمان:

- ترتيب القيم: ترتيب القيم داخل كل عينة.
- حساب مجموع الرتب: حساب مجموع الرتب لكل حالة.
- حساب إحصائية الاختبار:(الهمالي, 2014, ص 605)

$$x^2 = \frac{12 * \sum R^2 - 3 * n^2 * k * (k+1)^2}{n * k * (k+1)}$$

حيث n هو عدد العينات و k هو عدد الظروف أو الأوقات المختلفة و Ri هو مجموع الرتب للحالة i.

لاختبار الدلالة الإحصائية للقيمة المحسوبة توجد حالتين :

<u>الحالة الأولى : العينات صغيرة الحجم اقل من 20</u>

- **استخراج القيمة الحرجة** :من جداول القيم الحرجة لاختبار فريدمان **(الملحق رقم 11).**
- اتخاذ القرار: إذا كانت القيمة المحسوبة لإحصاء الاختبارF_r، اكبر او تساوي القيمة الحرجة فإنه يجب أن نرفض الفرضية الصفرية؛ مما يعني وجود فروق معنوية بين الظروف أو الأوقات المختلفة. ولتحديد الى أي المجموعات او البدائل تعود الاختلافات وجب اجراء مقارنات متعددة بين كل بديلين ، أي بين كل عينتين مترابطتين باستخدام أسلوب من الأساليب التي سبق التعرض لها . وفي المقابل، إذا كانت القيمة المحسوبة اقل من القيمة الجدولية ، فإننا لا نرفض الفرضية الصفرية .

الحالة الثانية : العينات كبيرة الحجم اكبر او تساوي 20

- **تحديد القيمة الحرجة** :من جداول القيم الحرجة لتوزيع كاي مربع.($\chi2$)
- اتخاذ القرار : إذا كانت القيمة المحسوبة لإحصاء الاختبار F_r، اكبر او تساوي القيمة الحرجة $\chi2$ عند درجة الحرية k-1 ومستوى الدلالة المفترض و المستخرجة من الجدول النظري لقيم $\chi2$ **(الملحق 4)** ، فإنه يجب أن نرفض الفرضية الصفرية؛ مما يعني وجود فروق معنوية بين الظروف أو الأوقات المختلفة. ولتحديد الى أي المجموعات او البدائل تعود الاختلافات وجب اجراء مقارنات متعددة بين كل بديلين ، أي بين كل عينتين مترابطتين باستخدام أسلوب من الأساليب التي سبق التعرض لها . وفي المقابل، إذا كانت القيمة المحسوبة اقل من القيمة الجدولية ، فإننا لا نرفض الفرضية الصفرية .

مثال1: لنفترض أننا نجري دراسة لمعرفة تأثير ثلاثة أنواع مختلفة من العلاج النفسي (A، B، C) على مستوى القلق لدى مجموعة من المرضى. يتم تقييم مستوى القلق لكل مريض بعد تطبيق كل نوع من العلاج. البيانات التالية تمثل مستويات القلق للمجموعة بعد كل نوع من العلاج:

المريض	العلاجA	العلاجB	العلاجC
1	30	25	20
2	35	30	15
3	25	20	25
4	20	15	10
5	40	35	30

سنقوم بإجراء اختبار فريدمان على هذه البيانات لمعرفة ما إذا كانت هناك فروق معنوية بين العلاجات الثلاثة.

الخطوات:

1 .ترتيب القيم لكل مريض : نقوم بترتيب القيم داخل كل صف (أي لكل مريض) ونعطي رتباً لكل قيمة:

المريض	العلاجA	العلاجB	العلاجC	رتبة العلاجA	رتبة العلاجB	رتبة العلاجC
1	30	25	20	3	2	1
2	35	30	15	3	2	1
3	25	20	25	2.5	1	2.5
4	20	15	10	3	2	1
5	40	35	30	3	2	1
مجموع الرتب				14.5	9	6.5

2-حساب إحصائية الاختبار : نستخدم المعادلة التالية لحساب إحصائية الاختبار:

$$x^2 = \frac{12 * \sum R^2 - 3 * n^2 * k * (k+1)^2}{n * k * (k+1)}$$

حيث n هو عدد الافراد=5 و k هو عدد المواقف أو الأوقات المختلفة =3 و Riهو مجموع الرتب للحالة i.

$$R_A = 3 + 3 + 2.5 + 3 + 3 = \mathbf{14.5}$$

$$R_B = 2 + 2 + 1 + 2 + 2 = \mathbf{9}$$

$$R_C = 1 + 1 + 2.5 + 1 + 1 = \mathbf{6.5}$$

بالتعويض في معادلة فريدمان:

$$x^2 = \frac{12 * \sum R^2 - 3 * n^2 * k * (k+1)^2}{n * k * (k+1)}$$

$$x^2 = \frac{12 * (14.5^2 + 9^2 + 6.5^2) - 3 * 5^2 * 3 * (3+1)^2}{5 * 3 * (3+1)} = \frac{12 * 333.5 - (3600)}{60} = \mathbf{6.7}$$

3-تحديد القيمة الحرجة: نستخدم جداول القيم الحرجة لتوزيع كاي مربع $\chi 2$ بدرجة حرية k−1=3−1=2 ومستوى دلالة 0.05. القيمة الحرجة عند درجة حرية 2 ومستوى دلالة 0.05 هي 5.991.

4 .اتخاذ القرار بما أن قيمة χ^2 المحسوبة (6.7) أكبر من القيمة الحرجة (5.991)، فإننا نرفض الفرضية الصفرية ونستنتج أن هناك فروقاً معنوية بين العلاجات الثلاثة.

مثال2: أراد باحث دراسة تأثير ثلاثة أنواع من العلاجات (العلاج الدوائي، العلاج السلوكي المعرفي، والعلاج بالاسترخاء) على درجات القلق لدى مرضى القلب . اختار عينة مكونة من 21 مريض ، وتم قياس درجات القلق لدى كل مريض باستخدام مقياس القلق بعد كل نوع من العلاجات. وتحصل على البيانات التالية:

المريض	العلاج الدوائي	العلاج السلوكي المعرفي	العلاج بالاسترخاء
1	13	11	5
2	17	2	6
3	10	17	9
4	11	6	7
5	9	8	10
6	12	13	7
7	10	7	8
8	5	8	4
9	13	7	6
10	16	13	12
11	10	5	12
12	7	8	9
13	15	10	12
14	2	3	11
15	2	4	5
16	10	3	1
17	12	5	6
18	8	12	3
19	11	6	1
20	4	14	5
21	10	7	8

المطلوب فحص دلالة الفروق في درجات القلق تبعا لنوع العلاج الذي خضع اليه المريض . عند مستوى الدلالة 0.05 باستخدام اختبار فريدمان ؟ سنقوم بإجراء اختبار فريدمان على هذه البيانات لمعرفة ما إذا كانت هناك فروق معنوية بين العلاجات الثلاثة في فعاليتها على التقليل من القلق لدى مريض القلب.

الحل: **الخطوات**:1-صياغة الفرضيات:

- **الفرضية الصفرية** : لاتوجد فروق معنوية في درجات القلق تبعا لنوع العلاج . عند 0.05
- **الفرضية البديلة** : توجد فروق معنوية في درجات القلق تبعا لنوع العلاج . عند 0.05

2-.ترتيب القيم لكل مريض : نقوم بترتيب القيم داخل كل صف (أي لكل مريض) ونعطي رتباً لكل قيمة:

المريض	العلاج الدوائي	العلاج السلوكي المعرفي	العلاج بالاسترخاء	رتبة العلاج الدوائي	رتبة العلاج السلوكي المعرفي	رتبة العلاج بالاسترخاء
1	13	11	5	3	2	1
2	17	2	6	3	1	2
3	10	17	9	2	3	1
4	11	6	7	3	1	2
5	9	8	10	2	1	3
6	12	13	7	2	3	1
7	10	7	8	3	1	2
8	5	8	4	2	3	1
9	13	7	6	3	2	1
10	16	13	12	3	2	1
11	10	5	12	2	1	3
12	7	8	9	1	2.5	2.5
13	15	10	12	3	1	2
14	2	3	11	1	2	3
15	2	4	5	1	2	3
16	10	3	1	3	2	1
17	12	5	6	2	2	2
18	8	12	3	2	3	1
19	11	6	1	2.5	1	2.5
20	4	14	5	1.5	3	1.5
21	10	7	8	3	1	2
مجموع الرتب				**48**	**39.5**	**38.5**

2-حساب إحصائية الاختبار : نستخدم المعادلة التالية لحساب إحصائية الاختبار:

$$x^2 = \frac{12 * \sum R^2 - 3 * n^2 * k * (k+1)^2}{n * k * (k+1)}$$

حيث n هو عدد الافراد=21 و k هو عدد المواقف المختلفة =3 و Riهو مجموع الرتب للموقف i.

$$R_{\text{الدوائي}} = 48$$

$$R_{\text{السلوكي}} = 39.5$$

$$R_{\text{الاسترخاء}} = 38.5$$

بالتعويض في معادلة فريدمان:

$$F_r = \frac{12 * \sum R^2 - 3 * n^2 * k * (k+1)^2}{n * k * (k+1)}$$

$$F_r = \frac{12 * (48^2 + 39.5^2 + 38.5^2) - 3 * 21^2 * 3 * (3+1)^2}{21 * 3 * (3+1)} = \frac{12 * 5346.5 - (63504)}{252} = \mathbf{2.6}$$

3-تحديد القيمة الحرجة: بما ان حجم العينة اكبر من 20 نستخدم جداول القيم الحرجة لمربع كاي χ2 **(انظر الملحق رقم 4)**.

في هذا المثال نبحث عن القيمة الحرجة عند مستوى الدلالة 0.05 و درجة الحرية عدد المجموعات -1 = 3-1= 2 فإن القيمة الحرجة :

$$\boldsymbol{\chi 2(0.05 - 2) = 5.99}$$

4 .اتخاذ القرار بما أن قيمة F_r المحسوبة (2.6) اصغر من القيمة الحرجة (5.99)، فإننا نقبل الفرضية الصفرية التي تنفي وجود فروق معنوية في درجات القلق تبعا لنوع العلاج ونستنتج أنه لا توجد فروقاً معنوية بين العلاجات الثلاثة في تأثيرها على درجات القلق.

الخاتمة

الخاتمة:

يتضمن الإحصاء عدة أقسام رئيسية يمكن تصنيفها بشكل عام إلى قسمين كبيرين :الإحصاء الوصفي والإحصاء الاستدلالي . حيث يهدف الإحصاء الوصفي إلى وصف وتلخيص البيانات دون استنتاجات أو تعميمات تتجاوز البيانات المتاحة. و هو يشمل تنظيم و عرض البيانات جدوليا و بيانيا ، مقاييس النزعة المركزية :مثل المتوسط، الوسيط، والمنوال.، مقاييس التشتت :مثل الانحراف المعياري، التباين، والمدى . بالإضافة الى طبيعة توزيع البيانات . كما يهدف من جهة الأخرى الإحصاء الاستدلالي الى استنتاجات أو تعميمات حول المجتمع الكلي بناءً على عينة من البيانات. و هو يشمل **تقدير المعلمات** :مثل تقدير المتوسط أو النسبة في المجتمع بناءً على العينة. و**اختبار الفرضيات** :لتحديد صحة فرضية معينة بناءً على البيانات. و**تحليل الانحدار** :لفحص العلاقة بين المتغيرات وتوقع قيمة متغير بناءً على الآخر. و **تحليل التباين** :(ANOVA) لاختبار الفروق بين مجموعات متعددة. مما سبق يتضح جليا ان الإحصاء يلعب دورا حيويا في تحليل المعطيات، وذلك لأسباب عديدة:

1. **استخلاص المعلومات** :يساعد الإحصاء في تحويل البيانات الخام إلى معلومات مفيدة يمكن استخدامها لاتخاذ القرارات. من خلال استخدام تقنيات مثل المتوسط والانحراف المعياري، يمكن فهم توزيع البيانات وتوجهاتها.
2. **التنبؤ** :يمكن استخدام الإحصاء لبناء نماذج تنبؤية تعتمد على البيانات الحالية، مما يساعد في توقع النتائج المستقبلية والتخطيط لها.
3. **اختبار الفرضيات** :يوفر الإحصاء أدوات لاختبار الفرضيات والتأكد من صحة النظريات العلمية أو العلاقات بين المتغيرات. من خلال اختبارات الفرضيات، يمكن تحديد ما إذا كانت النتائج التي تم الحصول عليها من العينة يمكن تعميمها على المجتمع الكبير.
4. **اتخاذ القرارات** :يساعد الإحصاء في اتخاذ قرارات مستنيرة من خلال توفير معلومات دقيقة وموضوعية. هذا يشمل تحديد الاتجاهات والأنماط في البيانات، مما يساعد في تطوير استراتيجيات فعالة.
5. **تحليل الانحر افات** :يمكن للإحصاء تحديد الانحرافات أو الأنماط غير العادية في البيانات، مما يمكن أن يكون مفيدًا في تحديد الأخطاء أو الفرص الجديدة.
6. تساعد الرسوم البيانية والمخططات على تقديم البيانات بشكل مبسط ومفهوم، مما يسهل فهمها والتواصل حولها مع الآخرين.

باختصار، الإحصاء هو أداة قوية لتحليل البيانات واتخاذ القرارات المستنيرة في مختلف المجالات، من العلوم الاجتماعية والطبيعية إلى الأعمال والتكنولوجيا.

قائمة المراجع

المراجع

ابو حطب, ف., & صادق, ا. (2010). مناهج البحث وطرق البحث الاحصائي في العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية. مكتبة الانجلو المصرية.

ابو يوسف, م. (2000). الاحصاء في البحوث العلمية. المكتبة الاكاديمية القاهرة.

ابوعلام, ر. م. (2011). مناهج البحث في العلوم النفسية والتربوية (ط6). دار النشر للجامعات القاهرة.

البدري, ط., & نجم, س. (2014). الاحصاء في المناهج البحثية التربوية والنفسية (ط2). دار الثقافة للنشر والتوزيع عمان.

البلداوي, ع. ا. ع. ا. (2007). اساليب البحث العلمي والتحليل الاحصائي: التخطيط للبحث وجمع وتحليل البيانات يدويا وباستخدام spss (ط1). دار الشروق عمان.

الخفاجي, ر. ا., & العتابي, ع. ا. م. (2015). الوساءل الاحصائية في البحوث التربوية والنفسية. دار دجلة-عمان.

الدردير, ع. ا. ا. (2006). الاحصاء البارامتري و اللابارامتري في اختبار الفروض النفسية والتربوية والاجتماعية (ط1). عالم الكتب القاهرة.

السيد, ف. ب. (1979). علم النفس الاحصائي وقياس العقل البشري (ط3). دار الفكر العربي.

الشافعي, ع. ا. ن. (1948). مبادئ الاحصاء (2 ط). مكتبة النهضة المصرية القاهرة.

الشربيني, ز. ا. (2007). الاحصاء وتصميم التجارب: في البحوث النفسيةوالتربوية والاجتماعية. مكتبة الانجلو المصرية.

الصياد, ج., & سمرة, ع. (2003). مبادئ الاحصاء (ط2). دار حافظ للنشر والتوزيع جدة.

الضوى, م. ع. ا. (2006). الاحصاء الاستدلالي المتقدم في التربية وعلم النفس (ط1). مكتبة الانجلو المصرية.

العتيبي, م. ب. س., العربي, ا., & غنيم, ر. ع. (2012). التطبيقات الاحصائية في العلوم الانسانية (ط2). جامعة طيبة كلية الاداب و العلوم الانسانية.

الفقي, ا., عبد الجواد, م. ق., & مهدي, م. (2013). التحليل الاحصائي للبيانات باستخدام SPSS-WIN (ط1). مكتبة العبيكان الرياض.

الكاف, ع. ا. ع. ز. (2014). تطبيق العمليات الاحصائية في البحوث العلمية مع استخدام برنامج SPSS (ط1). مكتبة القانون و الاقتصاد الرياض.

الكناني, ع. ك. ع .(2014). مقدمة في الاحصاء و تطبيقات**Spss** . دار اليازوري العلمية عمان.

المطرفي, ح. ب. (1999). استخدام بعض الاساليب الاحصائية المختلفة لدراسة العلاقة بين المتغيرات المستقلة و المتغير التابع [ماجستير احصاء و بحوث]. جامعة ام القرى مكة المكرمة.

الهمالي, ع. ا. ع. (2014). الاساليب الاحصائية الوصفية و الاستدلالية في تحليل البيانات (ط1). المجموعة العربية للتدريب و النشر القاهرة.

انجرس, م. (2006). منهجية البحث العلمي في العلوم الانسانية تدريبات عملية- دار القصبة للنشر.

باهي, م. ح., & عنان, م. ع. ا. (2001). معاملات الارتباط والمقاييس اللامعلمية النظرية والتطبيق (ط1). المكتبة الانجلو المصرية القاهرة.

بري, ع. ب. م. ع. ا., هندي, م. م. ا., & راضي, ا. ع. ا. ا. (1998). اساسيات طرق التحليل الاحصائي. النشر العلمي و المطابع جامعة الملك سعود الرياض.

بوحفص, ع. ا. (2013). الاساليب الاحصائية و تطبيقاتها يدويا وباستخدام برنامج SPSS (ج1). ديوان المطبوعات الجامعية الجزائر.

جريجوري, ك., ديل, ف., & النصير, و. ب. س. (2020). الاحصاء اللامعلمي: خطوة بخطوة.معهد الإدارة العامة الرياض.
جلال, ا. س. (2008). مبادئ الاحصاء النفسيك تطبيقات وتدريبات علمية على برنامج SPSS (ط1). الدار الدولية للاستثمارات الثقافية- القاهرة.
حسن, ع. ع. ا. (2020). اختبارات النسب والارتباطات.
https://faculty.uobasrah.edu.iq/uploads/teaching/1589470126.pdf .
خيري, ا. م. (1997). الاحصاء النفسي. دار الفكر الغربي القاهرة.
دومينيك, س., & منتصر, س. ح. (د.ت). نظريات و مسائل في الاحصاء و الاقتصاد القياسي. الدار الدولية للنشر و التوزيع.
ديب, م. ا. (2009). مبادئ في الاحتمالات و الاحصاء. جامعة تشرين سوريا.
رحيم, ا. (2022). الأدوات الإحصائية لتحليل البيانات باستخدام برنامج SPSS [مطبوعة بيداغوجية].
رشيد, م. ح. م. (2008). الاحصاء الوصفي و التطبيقي و الحيوي (ط1). دار صفاء للنشر والتوزيع عمان.
زراك, غ. ع. (2015). مبادئ الاحصاء التطبيقي لغير الاختصاص (ط1). دار الكتب و الوثائق بغداد.
شهاب, س. ع. (2018). الاساليب الاحصائية المستخدمة في التطبيقات الاقتصادية (ط1). دار الاكاديميون للنشر و التوزيع عمان.
عبان, ع. ا. (2020). الانحدار الخطي البسيط.[Video recording]
https://www.youtube.com/watch?v=dljsmvn-6pg&t=2880s .
عبد السلام, ن. م. (1987). الاحصاء الوصفي في العلوم النفسية و التربوية. مكتبة الانجلو مصرية القاهرة.
عبد المنعم, ث. م. (2005). الانحدار. مكتبة الانحلو المصرية القاهرة.
عميرة, ج. (2014). التحليل الاحصائي في البحوث الاجتماعية. دار جوانا للنشر و التوزيع القاهرة.
عيشور, ن., & حامي, ح. (2017). التقنيات الاحصائية و تطبيقاتها في العلوم الاجتماعية. في منهجية البحث العلمي في العلوم الاجتماعية. مؤسسة حسين راس الجبل للنشر و التوزيع -قسنطينة.
غانم, ح. (2008). الاحصاء التربوي يدويا و باستخدام spss (ط 1). عالم الكتب القاهرة.
فليفل, ك., & حمدان, ف. (2011). الاحصاء. دار المناهج للنشر و التوزيع عمان.
فهمي, م. ش. ب. ا. (2005). الاحصاء بلا معاناة: المفاهيم مع التطبيقات باستخدام برنامج SPSS (ج1). معهد الادارة العامة الرياض.
قادري, ع. ا., & مرتاب, م. (2019). طرق التأكد من التوزيع الطبيعي للبيانات باستخدام بعض القوانين الإحصائية و برامج Excel و Spss و Liserel ، و عواقب الاخلال به (امثلة تطبيقية). مجلة دراسات نفسية وتربوية جامعة علي لونيسي البليدة 2, 8(1), 61–81.
محمد, ا. م. (2007). التحليل الإحصائى للبيانات (ط1). مركز تطوير الدراسات العليا والبحوث فى العلوم الهندسية كلية الهندسة – جامعة القاهرة.
مراد, ص. ا. (2011). الاساليب الاحصائية :في العلوم النفسية و التربوية و الاجتماعية (ط2). مكتبة الانجلو مصرية القاهرة.
مراد, ص., & هادي, ف. (2002). طرائق البحث العلمي: تصميماتها و اجراءاتها. دار الكتاب الحديث الكويت.
معمرية, ب. (2022). المرجع في القياس النفسي و تصميم ادواته (ط4). الاندلس للخدمات الجامعية باتنة.
منصور, ع., & صبري, ع. (2000). مبادئ الاحصاء (ط1). دار صفاء للنشر و التوزيع عمان.

نتر, ج., وازرمان, و., كتنر, م., كنجو, ا., الواصل, ا., الزيد, ع. ا., & راضي, ا. (2000). نماذج احصائية خطية تطبيقية (انحدار، تحليل تباين،و تصاميم تجريبية) (ج1). النشر العلمي والمطابع جامعة الملك سعود الرياض.

هيكل, ع. ا. ف. (1966). مبادئ الاساليب الاحصائية (ط1). بيروت.

ADJUSTMENT FOR TIED RANKS IN THE KRUSKAL-WALLIS TEST. https://www.dataanalytics.org.uk/adjustment-for-tied-ranks-in-the-kruskal-wallis-test/

Blume, Greevy. (sd). McNemar's Test and Introduction to ANOVA. https://biostat.app.vumc.org/wiki/pub/Main/Bios311Syllabus2014/260_Mcnemars_and_ANOVA.pdf

DellaData. (sd). Comparaison de deux proportions appariées: Le test de Mac Nemar. https://delladata.fr/comparaisons-de-deux-proportions-appariees-le-test-de-mac-nemar/

Friedman Test Calculator. https://www.statskingdom.com/friedman-calculator.html

Lambert, A. (sd). Tests de comparaison de pourcentages. https://archives.uness.fr/sites/unf3s/media/paces/Lorraine/pourcentages/data/downloads/l1sante-pourcentages.pdf

Le test de Kolmogorov-Smirnov. https://lemakistatheux.wordpress.com/2013/05/09/le-test-de-kolmogorov-smirnov/

Matthews, N. L. (2017). Measurement, Levels of. https://www.researchgate.net/publication/328368748

Test du rang de signe de Wilcoxon. https://datatab.fr/tutorial/wilcoxon-test

Test U de Mann-Whitney. https://datatab.fr/tutorial/mann-whitney-u-test

Vérifier la normalité des données. http://www.biostat.ulg.ac.be/pages/Site_r/Normalite.html

الملاحق

المحتويات

الملحق 1 : القيم الحرجة التوزيع الطبيعي Z TABLE

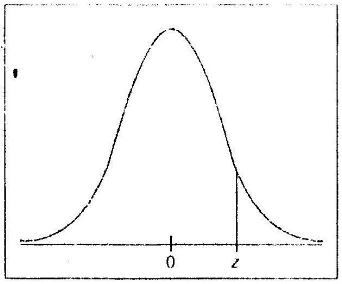


Table entry for z is the area to the left of z.

Areas of a Standard Normal Distribution *continued*

z	.00	.01	.02	.03	.04	.05	.06	.07	.08	.09
0.0	.5000	.5040	.5080	.5120	.5160	.5199	.5239	.5279	.5319	.5359
0.1	.5398	.5438	.5478	.5517	.5557	.5596	.5636	.5675	.5714	.5753
0.2	.5793	.5832	.5871	.5910	.5948	.5987	.6026	.6064	.6103	.6141
0.3	.6179	.6217	.6255	.6293	.6331	.6368	.6406	.6443	.6480	.6517
0.4	.6554	.6591	.6628	.6664	.6700	.6736	.6772	.6808	.6844	.6879
0.5	.6915	.6950	.6985	.7019	.7054	.7088	.7123	.7157	.7190	.7224
0.6	.7257	.7291	.7324	.7357	.7389	.7422	.7454	.7486	.7517	.7549
0.7	.7580	.7611	.7642	.7673	.7704	.7734	.7764	.7794	.7823	.7852
0.8	.7881	.7910	.7939	.7967	.7995	.8023	.8051	.8078	.8106	.8133
0.9	.8159	.8186	.8212	.8238	.8264	.8289	.8315	.8340	.8365	.8389
1.0	.8413	.8438	.8461	.8485	.8508	.8531	.8554	.8577	.8599	.8621
1.1	.8643	.8665	.8686	.8708	.8729	.8749	.8770	.8790	.8810	.8830
1.2	.8849	.8869	.8888	.8907	.8925	.8944	.8962	.8980	.8997	.9015
1.3	.9032	.9049	.9066	.9082	.9099	.9115	.9131	.9147	.9162	.9177
1.4	.9192	.9207	.9222	.9236	.9251	.9265	.9279	.9292	.9306	.9319
1.5	.9332	.9345	.9357	.9370	.9382	.9394	.9406	.9418	.9429	.9441
1.6	.9452	.9463	.9474	.9484	.9495	.9505	.9515	.9525	.9535	.9545
1.7	.9554	.9564	.9573	.9582	.9591	.9599	.9608	.9616	.9625	.9633
1.8	.9641	.9649	.9656	.9664	.9671	.9678	.9686	.9693	.9699	.9706
1.9	.9713	.9719	.9726	.9732	.9738	.9744	.9750	.9756	.9761	.9767
2.0	.9772	.9778	.9783	.9788	.9793	.9798	.9803	.9808	.9812	.9817
2.1	.9821	.9826	.9830	.9834	.9838	.9842	.9846	.9850	.9854	.9857
2.2	.9861	.9864	.9868	.9871	.9875	.9878	.9881	.9884	.9887	.9890
2.3	.9893	.9896	.9898	.9901	.9904	.9906	.9909	.9911	.9913	.9916
2.4	.9918	.9920	.9922	.9925	.9927	.9929	.9931	.9932	.9934	.9936
2.5	.9938	.9940	.9941	.9943	.9945	.9946	.9948	.9949	.9951	.9952
2.6	.9953	.9955	.9956	.9957	.9959	.9960	.9961	.9962	.9963	.9964
2.7	.9965	.9966	.9967	.9968	.9969	.9970	.9971	.9972	.9973	.9974
2.8	.9974	.9975	.9976	.9977	.9977	.9978	.9979	.9979	.9980	.9981
2.9	.9981	.9982	.9982	.9983	.9984	.9984	.9985	.9985	.9986	.9986
3.0	.9987	.9987	.9987	.9988	.9988	.9989	.9989	.9989	.9990	.9990
3.1	.9990	.9991	.9991	.9991	.9992	.9992	.9992	.9992	.9993	.9993
3.2	.9993	.9993	.9994	.9994	.9994	.9994	.9994	.9995	.9995	.9995
3.3	.9995	.9995	.9995	.9996	.9996	.9996	.9996	.9996	.9996	.9997
3.4	.9997	.9997	.9997	.9997	.9997	.9997	.9997	.9997	.9997	.9998

For z values greater than 3.49, use 1.000 to approximate the area.

Areas of a Standard Normal Distribution *continued*

(b) Confidence Interval Critical Values z_c

Level of Confidence c	Critical Value z_c
0.70, or 70%	1.04
0.75, or 75%	1.15
0.80, or 80%	1.28
0.85, or 85%	1.44
0.90, or 90%	1.645
0.95, or 95%	1.96
0.98, or 98%	2.33
0.99, or 99%	2.58

Areas of a Standard Normal Distribution *continued*

(c) Hypothesis Testing, Critical Values z_0

Level of Significance	$\alpha = 0.05$	$\alpha = 0.01$
Critical value z_0 for a left-tailed test	−1.645	−2.33
Critical value z_0 for a right-tailed test	1.645	2.33
Critical values $\pm z_0$ for a two-tailed test	±1.96	±2.58

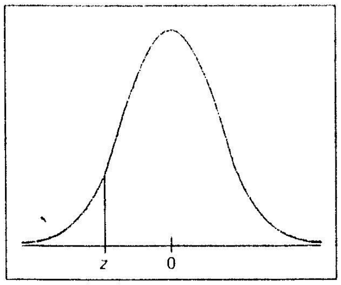


Table entry for *z* is the area to the left of *z*.

Areas of a Standard Normal Distribution

(a) Table of Areas to the Left of *z*

z	.00	.01	.02	.03	.04	.05	.06	.07	.08	.09
−3.4	.0003	.0003	.0003	.0003	.0003	.0003	.0003	.0003	.0003	.0002
−3.3	.0005	.0005	.0005	.0004	.0004	.0004	.0004	.0004	.0004	.0003
−3.2	.0007	.0007	.0006	.0006	.0006	.0006	.0006	.0005	.0005	.0005
−3.1	.0010	.0009	.0009	.0009	.0008	.0008	.0008	.0008	.0007	.0007
−3.0	.0013	.0013	.0013	.0012	.0012	.0011	.0011	.0011	.0010	.0010
−2.9	.0019	.0018	.0018	.0017	.0016	.0016	.0015	.0015	.0014	.0014
−2.8	.0026	.0025	.0024	.0023	.0023	.0022	.0021	.0021	.0020	.0019
−2.7	.0035	.0034	.0033	.0032	.0031	.0030	.0029	.0028	.0027	.0026
−2.6	.0047	.0045	.0044	.0043	.0041	.0040	.0039	.0038	.0037	.0036
−2.5	.0062	.0060	.0059	.0057	.0055	.0054	.0052	.0051	.0049	.0048
−2.4	.0082	.0080	.0078	.0075	.0073	.0071	.0069	.0068	.0066	.0064
−2.3	.0107	.0104	.0102	.0099	.0096	.0094	.0091	.0089	.0087	.0084
−2.2	.0139	.0136	.0132	.0129	.0125	.0122	.0119	.0116	.0113	.0110
−2.1	.0179	.0174	.0170	.0166	.0162	.0158	.0154	.0150	.0146	.0143
−2.0	.0228	.0222	.0217	.0212	.0207	.0202	.0197	.0192	.0188	.0183
−1.9	.0287	.0281	.0274	.0268	.0262	.0256	.0250	.0244	.0239	.0233
−1.8	.0359	.0351	.0344	.0336	.0329	.0322	.0314	.0307	.0301	.0294
−1.7	.0446	.0436	.0427	.0418	.0409	.0401	.0392	.0384	.0375	.0367
−1.6	.0548	.0537	.0526	.0516	.0505	.0495	.0485	.0475	.0465	.0455
−1.5	.0668	.0655	.0643	.0630	.0618	.0606	.0594	.0582	.0571	.0559
−1.4	.0808	.0793	.0778	.0764	.0749	.0735	.0721	.0708	.0694	.0681
−1.3	.0968	.0951	.0934	.0918	.0901	.0885	.0869	.0853	.0838	.0823
−1.2	.1151	.1131	.1112	.1093	.1075	.1056	.1038	.1020	.1003	.0985
−1.1	.1357	.1335	.1314	.1292	.1271	.1251	.1230	.1210	.1190	.1170
−1.0	.1587	.1562	.1539	.1515	.1492	.1469	.1446	.1423	.1401	.1379
−0.9	.1841	.1814	.1788	.1762	.1736	.1711	.1685	.1660	.1635	.1611
−0.8	.2119	.2090	.2061	.2033	.2005	.1977	.1949	.1922	.1894	.1867
−0.7	.2420	.2389	.2358	.2327	.2296	.2266	.2236	.2206	.2177	.2148
−0.6	.2743	.2709	.2676	.2643	.2611	.2578	.2546	.2514	.2483	.2451
−0.5	.3085	.3050	.3015	.2981	.2946	.2912	.2877	.2843	.2810	.2776
−0.4	.3446	.3409	.3372	.3336	.3300	.3264	.3228	.3192	.3156	.3121
−0.3	.3821	.3783	.3745	.3707	.3669	.3632	.3594	.3557	.3520	.3483
−0.2	.4207	.4168	.4129	.4090	.4052	.4013	.3974	.3936	.3897	.3859
−0.1	.4602	.4562	.4522	.4483	.4443	.4404	.4364	.4325	.4286	.4247
−0.0	.5000	.4960	.4920	.4880	.4840	.4801	.4761	.4721	.4681	.4641

For values of *z* less than −3.49, use 0.000 to approximate the area.

القيم الحرجة المتعلقة بالتوزيع الطبيعي
Z TABLE + y ارتفاع المنحنى

APPENDIX B

TABLES OF CRITICAL VALUES

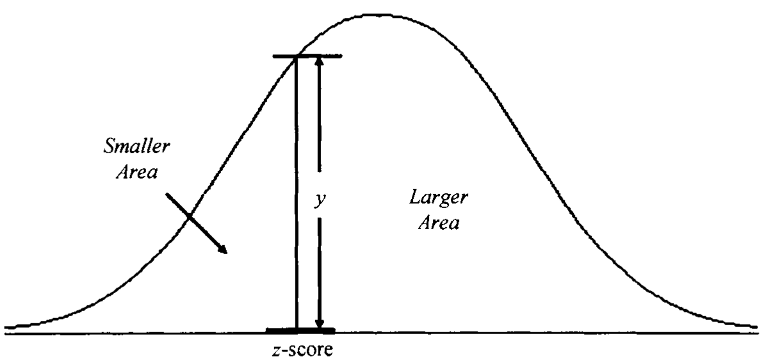


FIGURE B.1

TABLE B.1 The Normal Distribution

z-Score	Smaller Area	Larger Area	y
0.00	0.5000	0.5000	0.3989
0.01	0.4960	0.5040	0.3989
0.02	0.4920	0.5080	0.3989

(*Continued*)

TABLE B.1 (*Continued*)

z-Score	Smaller Area	Larger Area	y
0.03	0.4880	0.5120	0.3988
0.04	0.4840	0.5160	0.3986
0.05	0.4801	0.5199	0.3984
0.06	0.4761	0.5239	0.3982
0.07	0.4721	0.5279	0.3980
0.08	0.4681	0.5319	0.3977
0.09	0.4641	0.5359	0.3973
0.10	0.4602	0.5398	0.3970
0.11	0.4562	0.5438	0.3965
0.12	0.4522	0.5478	0.3961
0.13	0.4483	0.5517	0.3956
0.14	0.4443	0.5557	0.3951
0.15	0.4404	0.5596	0.3945
0.16	0.4364	0.5636	0.3939
0.17	0.4325	0.5675	0.3932
0.18	0.4286	0.5714	0.3925
0.19	0.4247	0.5753	0.3918
0.20	0.4207	0.5793	0.3910
0.21	0.4168	0.5832	0.3902
0.22	0.4129	0.5871	0.3894
0.23	0.4090	0.5910	0.3885
0.24	0.4052	0.5948	0.3876
0.25	0.4013	0.5987	0.3867
0.26	0.3974	0.6026	0.3857
0.27	0.3936	0.6064	0.3847
0.28	0.3897	0.6103	0.3836
0.29	0.3859	0.6141	0.3825
0.30	0.3821	0.6179	0.3814
0.31	0.3783	0.6217	0.3802
0.32	0.3745	0.6255	0.3790
0.33	0.3707	0.6293	0.3778
0.34	0.3669	0.6331	0.3765
0.35	0.3632	0.6368	0.3752
0.36	0.3594	0.6406	0.3739
0.37	0.3557	0.6443	0.3725
0.38	0.3520	0.6480	0.3712
0.39	0.3483	0.6517	0.3697
0.40	0.3446	0.6554	0.3683
0.41	0.3409	0.6591	0.3668
0.42	0.3372	0.6628	0.3653
0.43	0.3336	0.6664	0.3637
0.44	0.3300	0.6700	0.3621
0.45	0.3264	0.6736	0.3605
0.46	0.3228	0.6772	0.3589
0.47	0.3192	0.6808	0.3572
0.48	0.3156	0.6844	0.3555

TABLE B.1 (*Continued*)

z-Score	Smaller Area	Larger Area	y
0.49	0.3121	0.6879	0.3538
0.50	0.3085	0.6915	0.3521
0.51	0.3050	0.6950	0.3503
0.52	0.3015	0.6985	0.3485
0.53	0.2981	0.7019	0.3467
0.54	0.2946	0.7054	0.3448
0.55	0.2912	0.7088	0.3429
0.56	0.2877	0.7123	0.3410
0.57	0.2843	0.7157	0.3391
0.58	0.2810	0.7190	0.3372
0.59	0.2776	0.7224	0.3352
0.60	0.2743	0.7257	0.3332
0.61	0.2709	0.7291	0.3312
0.62	0.2676	0.7324	0.3292
0.63	0.2643	0.7357	0.3271
0.64	0.2611	0.7389	0.3251
0.65	0.2578	0.7422	0.3230
0.66	0.2546	0.7454	0.3209
0.67	0.2514	0.7486	0.3187
0.68	0.2483	0.7517	0.3166
0.69	0.2451	0.7549	0.3144
0.70	0.2420	0.7580	0.3123
0.71	0.2389	0.7611	0.3101
0.72	0.2358	0.7642	0.3079
0.73	0.2327	0.7673	0.3056
0.74	0.2296	0.7704	0.3034
0.75	0.2266	0.7734	0.3011
0.76	0.2236	0.7764	0.2989
0.77	0.2206	0.7794	0.2966
0.78	0.2177	0.7823	0.2943
0.79	0.2148	0.7852	0.2920
0.80	0.2119	0.7881	0.2897
0.81	0.2090	0.7910	0.2874
0.82	0.2061	0.7939	0.2850
0.83	0.2033	0.7967	0.2827
0.84	0.2005	0.7995	0.2803
0.85	0.1977	0.8023	0.2780
0.86	0.1949	0.8051	0.2756
0.87	0.1922	0.8078	0.2732
0.88	0.1894	0.8106	0.2709
0.89	0.1867	0.8133	0.2685
0.90	0.1841	0.8159	0.2661
0.91	0.1814	0.8186	0.2637
0.92	0.1788	0.8212	0.2613
0.93	0.1762	0.8238	0.2589
0.94	0.1736	0.8264	0.2565

(*Continued*)

TABLE B.1 (*Continued*)

z-Score	Smaller Area	Larger Area	y
0.95	0.1711	0.8289	0.2541
0.96	0.1685	0.8315	0.2516
0.97	0.1660	0.8340	0.2492
0.98	0.1635	0.8365	0.2468
0.99	0.1611	0.8389	0.2444
1.00	0.1587	0.8413	0.2420
1.01	0.1562	0.8438	0.2396
1.02	0.1539	0.8461	0.2371
1.03	0.1515	0.8485	0.2347
1.04	0.1492	0.8508	0.2323
1.05	0.1469	0.8531	0.2299
1.06	0.1446	0.8554	0.2275
1.07	0.1423	0.8577	0.2251
1.08	0.1401	0.8599	0.2227
1.09	0.1379	0.8621	0.2203
1.10	0.1357	0.8643	0.2179
1.11	0.1335	0.8665	0.2155
1.12	0.1314	0.8686	0.2131
1.13	0.1292	0.8708	0.2107
1.14	0.1271	0.8729	0.2083
1.15	0.1251	0.8749	0.2059
1.16	0.1230	0.8770	0.2036
1.17	0.1210	0.8790	0.2012
1.18	0.1190	0.8810	0.1989
1.19	0.1170	0.8830	0.1965
1.20	0.1151	0.8849	0.1942
1.21	0.1131	0.8869	0.1919
1.22	0.1112	0.8888	0.1895
1.23	0.1093	0.8907	0.1872
1.24	0.1075	0.8925	0.1849
1.25	0.1056	0.8944	0.1826
1.26	0.1038	0.8962	0.1804
1.27	0.1020	0.8980	0.1781
1.28	0.1003	0.8997	0.1758
1.29	0.0985	0.9015	0.1736
1.30	0.0968	0.9032	0.1714
1.31	0.0951	0.9049	0.1691
1.32	0.0934	0.9066	0.1669
1.33	0.0918	0.9082	0.1647
1.34	0.0901	0.9099	0.1626
1.35	0.0885	0.9115	0.1604
1.36	0.0869	0.9131	0.1582
1.37	0.0853	0.9147	0.1561
1.38	0.0838	0.9162	0.1539
1.39	0.0823	0.9177	0.1518
1.40	0.0808	0.9192	0.1497

TABLE B.1 (*Continued*)

z-Score	Smaller Area	Larger Area	y
1.41	0.0793	0.9207	0.1476
1.42	0.0778	0.9222	0.1456
1.43	0.0764	0.9236	0.1435
1.44	0.0749	0.9251	0.1415
1.45	0.0735	0.9265	0.1394
1.46	0.0721	0.9279	0.1374
1.47	0.0708	0.9292	0.1354
1.48	0.0694	0.9306	0.1334
1.49	0.0681	0.9319	0.1315
1.50	0.0668	0.9332	0.1295
1.51	0.0655	0.9345	0.1276
1.52	0.0643	0.9357	0.1257
1.53	0.0630	0.9370	0.1238
1.54	0.0618	0.9382	0.1219
1.55	0.0606	0.9394	0.1200
1.56	0.0594	0.9406	0.1182
1.57	0.0582	0.9418	0.1163
1.58	0.0571	0.9429	0.1145
1.59	0.0559	0.9441	0.1127
1.60	0.0548	0.9452	0.1109
1.61	0.0537	0.9463	0.1092
1.62	0.0526	0.9474	0.1074
1.63	0.0516	0.9484	0.1057
1.64	0.0505	0.9495	0.1040
1.65	0.0495	0.9505	0.1023
1.66	0.0485	0.9515	0.1006
1.67	0.0475	0.9525	0.0989
1.68	0.0465	0.9535	0.0973
1.69	0.0455	0.9545	0.0957
1.70	0.0446	0.9554	0.0940
1.71	0.0436	0.9564	0.0925
1.72	0.0427	0.9573	0.0909
1.73	0.0418	0.9582	0.0893
1.74	0.0409	0.9591	0.0878
1.75	0.0401	0.9599	0.0863
1.76	0.0392	0.9608	0.0848
1.77	0.0384	0.9616	0.0833
1.78	0.0375	0.9625	0.0818
1.79	0.0367	0.9633	0.0804
1.80	0.0359	0.9641	0.0790
1.81	0.0351	0.9649	0.0775
1.82	0.0344	0.9656	0.0761
1.83	0.0336	0.9664	0.0748
1.84	0.0329	0.9671	0.0734
1.85	0.0322	0.9678	0.0721

(*Continued*)

TABLE B.1 (*Continued*)

z-Score	Smaller Area	Larger Area	y
1.86	0.0314	0.9686	0.0707
1.87	0.0307	0.9693	0.0694
1.88	0.0301	0.9699	0.0681
1.89	0.0294	0.9706	0.0669
1.90	0.0287	0.9713	0.0656
1.91	0.0281	0.9719	0.0644
1.92	0.0274	0.9726	0.0632
1.93	0.0268	0.9732	0.0620
1.94	0.0262	0.9738	0.0608
1.95	0.0256	0.9744	0.0596
1.96	0.0250	0.9750	0.0584
1.97	0.0244	0.9756	0.0573
1.98	0.0239	0.9761	0.0562
1.99	0.0233	0.9767	0.0551
2.00	0.0228	0.9772	0.0540
2.01	0.0222	0.9778	0.0529
2.02	0.0217	0.9783	0.0519
2.03	0.0212	0.9788	0.0508
2.04	0.0207	0.9793	0.0498
2.05	0.0202	0.9798	0.0488
2.06	0.0197	0.9803	0.0478
2.07	0.0192	0.9808	0.0468
2.08	0.0188	0.9812	0.0459
2.09	0.0183	0.9817	0.0449
2.10	0.0179	0.9821	0.0440
2.11	0.0174	0.9826	0.0431
2.12	0.0170	0.9830	0.0422
2.13	0.0166	0.9834	0.0413
2.14	0.0162	0.9838	0.0404
2.15	0.0158	0.9842	0.0396
2.16	0.0154	0.9846	0.0387
2.17	0.0150	0.9850	0.0379
2.18	0.0146	0.9854	0.0371
2.19	0.0143	0.9857	0.0363
2.20	0.0139	0.9861	0.0355
2.21	0.0136	0.9864	0.0347
2.22	0.0132	0.9868	0.0339
2.23	0.0129	0.9871	0.0332
2.24	0.0125	0.9875	0.0325
2.25	0.0122	0.9878	0.0317
2.26	0.0119	0.9881	0.0310
2.27	0.0116	0.9884	0.0303
2.28	0.0113	0.9887	0.0297
2.29	0.0110	0.9890	0.0290
2.30	0.0107	0.9893	0.0283
2.31	0.0104	0.9896	0.0277

TABLE B.1 (*Continued*)

z-Score	Smaller Area	Larger Area	y
2.32	0.0102	0.9898	0.0270
2.33	0.0099	0.9901	0.0264
2.34	0.0096	0.9904	0.0258
2.35	0.0094	0.9906	0.0252
2.36	0.0091	0.9909	0.0246
2.37	0.0089	0.9911	0.0241
2.38	0.0087	0.9913	0.0235
2.39	0.0084	0.9916	0.0229
2.40	0.0082	0.9918	0.0224
2.41	0.0080	0.9920	0.0219
2.42	0.0078	0.9922	0.0213
2.43	0.0075	0.9925	0.0208
2.44	0.0073	0.9927	0.0203
2.45	0.0071	0.9929	0.0198
2.46	0.0069	0.9931	0.0194
2.47	0.0068	0.9932	0.0189
2.48	0.0066	0.9934	0.0184
2.49	0.0064	0.9936	0.0180
2.50	0.0062	0.9938	0.0175
2.51	0.0060	0.9940	0.0171
2.52	0.0059	0.9941	0.0167
2.53	0.0057	0.9943	0.0163
2.54	0.0055	0.9945	0.0158
2.55	0.0054	0.9946	0.0154
2.56	0.0052	0.9948	0.0151
2.57	0.0051	0.9949	0.0147
2.58	0.0049	0.9951	0.0143
2.59	0.0048	0.9952	0.0139
2.60	0.0047	0.9953	0.0136
2.61	0.0045	0.9955	0.0132
2.62	0.0044	0.9956	0.0129
2.63	0.0043	0.9957	0.0126
2.64	0.0041	0.9959	0.0122
2.65	0.0040	0.9960	0.0119
2.66	0.0039	0.9961	0.0116
2.67	0.0038	0.9962	0.0113
2.68	0.0037	0.9963	0.0110
2.69	0.0036	0.9964	0.0107
2.70	0.0035	0.9965	0.0104
2.71	0.0034	0.9966	0.0101
2.72	0.0033	0.9967	0.0099
2.73	0.0032	0.9968	0.0096
2.74	0.0031	0.9969	0.0093
2.75	0.0030	0.9970	0.0091
2.76	0.0029	0.9971	0.0088

(*Continued*)

TABLE B.1 (*Continued*)

z-Score	Smaller Area	Larger Area	y
2.77	0.0028	0.9972	0.0086
2.78	0.0027	0.9973	0.0084
2.79	0.0026	0.9974	0.0081
2.80	0.0026	0.9974	0.0079
2.81	0.0025	0.9975	0.0077
2.82	0.0024	0.9976	0.0075
2.83	0.0023	0.9977	0.0073
2.84	0.0023	0.9977	0.0071
2.85	0.0022	0.9978	0.0069
2.86	0.0021	0.9979	0.0067
2.87	0.0021	0.9979	0.0065
2.88	0.0020	0.9980	0.0063
2.89	0.0019	0.9981	0.0061
2.90	0.0019	0.9981	0.0060
2.91	0.0018	0.9982	0.0058
2.92	0.0018	0.9982	0.0056
2.93	0.0017	0.9983	0.0055
2.94	0.0016	0.9984	0.0053
2.95	0.0016	0.9984	0.0051
2.96	0.0015	0.9985	0.0050
2.97	0.0015	0.9985	0.0048
2.98	0.0014	0.9986	0.0047
2.99	0.0014	0.9986	0.0046
3.00	0.0013	0.9987	0.0044
3.10	0.0010	0.9990	0.0033
3.20	0.0007	0.9993	0.0024
3.30	0.0005	0.9995	0.0017
3.50	0.0002	0.9998	0.0009
3.75	0.0001	0.9999	0.0004
4.00	0.0000	1.0000	0.0001

TABLE B.2 The Chi-Square Distribution

df	0.99	0.975	0.95	0.9	0.1	0.05	0.025	0.01
1	0.00	0.00	0.00	0.02	2.71	3.84	5.02	6.63
2	0.02	0.05	0.10	0.21	4.61	5.99	7.38	9.21
3	0.11	0.22	0.35	0.58	6.25	7.81	9.35	11.34
4	0.30	0.48	0.71	1.06	7.78	9.49	11.14	13.28
5	0.55	0.83	1.15	1.61	9.24	11.07	12.83	15.09
6	0.87	1.24	1.64	2.20	10.64	12.59	14.45	16.81
7	1.24	1.69	2.17	2.83	12.02	14.07	16.01	18.48
8	1.65	2.18	2.73	3.49	13.36	15.51	17.53	20.09
9	2.09	2.70	3.33	4.17	14.68	16.92	19.02	21.67
10	2.56	3.25	3.94	4.87	15.99	18.31	20.48	23.21
11	3.05	3.82	4.57	5.58	17.28	19.68	21.92	24.73

الملحق رقم 2

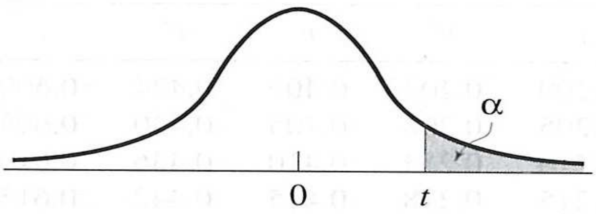
الجدول النظري لقيم z و ارتفاع المنحنى o المقابل للنسبة p

TABLE A
z Scores and Ordinate Values (O) of the Normal Distribution Corresponding to Proportions (p)

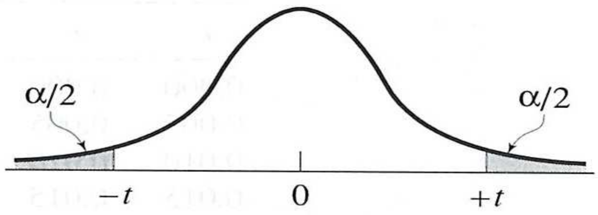
p	z	O	p	z	O	p	z	O	p	z	O
.01	-2.33	.026	.26	-.64	.325	.51	.03	.399	.76	.71	.310
.02	-2.05	.049	.27	-.61	.331	.52	.05	.398	.77	.74	.303
.03	-1.88	.068	.28	-.58	.337	.53	.08	.398	.78	.77	.297
.04	-1.75	.086	.29	-.55	.343	.54	.10	.397	.79	.81	.287
.05	-1.65	.102	.30	-.52	.348	.55	.13	.396	.80	.84	.280
.06	-1.56	.118	.31	-.50	.352	.56	.15	.394	.81	.88	.271
.07	-1.48	.133	.32	-.47	.357	.57	.18	.393	.82	.92	.261
.08	-1.41	.148	.33	-.44	.362	.58	.20	.391	.83	.95	.254
.09	-1.34	.163	.34	-.41	.367	.59	.23	.389	.84	.99	.244
.10	-1.28	.176	.35	-.39	.370	.60	.25	.387	.85	1.04	.232
.11	-1.23	.187	.36	-.36	.374	.61	.28	.384	.86	1.08	.223
.12	-1.18	.199	.37	-.33	.378	.62	.31	.380	.87	1.13	.211
.13	-1.13	.211	.38	-.31	.380	.63	.33	.378	.88	1.18	.199
.14	-1.08	.223	.39	-.28	.384	.64	.36	.374	.89	1.23	.187
.15	-1.04	.232	.40	-.25	.387	.65	.39	.370	.90	1.28	.176
.16	-.99	.244	.41	-.23	.389	.66	.41	.367	.91	1.34	.163
.17	-.95	.254	.42	-.20	.391	.67	.44	.362	.92	1.41	.148
.18	-.92	.261	.43	-.18	.393	.68	.47	.357	.93	1.48	.133
.19	-.88	.271	.44	-.15	.394	.69	.50	.352	.94	1.56	.118
.20	-.84	.280	.45	-.13	.396	.70	.52	.348	.95	1.65	.102
.21	-.81	.287	.46	-.10	.397	.71	.55	.343	.96	1.75	.086
.22	-.77	.297	.47	-.08	.398	.72	.58	.337	.97	1.88	.068
.23	-.74	.303	.48	-.05	.398	.73	.61	.331	.98	2.05	.049
.24	-.71	.310	.49	-.03	.399	.74	.64	.325	.99	2.33	.026
.25	-.67	.319	.50	.00	.399	.75	.67	.319			

الملحق رقم 3 الجدول النظري لقيم T STUDENT

Table t : points de pourcentage supérieurs de la distribution t



Test unilatéral



Test bilatéral

	Seuil de signification pour le test unilatéral								
	.25	.20	.15	.10	.05	.025	.01	.005	.0005
	Seuil de signification pour le test bilatéral								
dl	.50	.40	.30	.20	.10	.05	.02	.01	.001
1	1.000	1.376	1.963	3.078	6.314	12.706	31.821	63.657	636.620
2	0.816	1.061	1.386	1.886	2.920	4.303	6.965	9.925	31.599
3	0.765	0.978	1.250	1.638	2.353	3.182	4.541	5.841	12.924
4	0.741	0.941	1.190	1.533	2.132	2.776	3.747	4.604	8.610
5	0.727	0.920	1.156	1.476	2.015	2.571	3.365	4.032	6.869
6	0.718	0.906	1.134	1.440	1.943	2.447	3.143	3.707	5.959
7	0.711	0.896	1.119	1.415	1.895	2.365	2.998	3.499	5.408
8	0.706	0.889	1.108	1.397	1.860	2.306	2.896	3.355	5.041
9	0.703	0.883	1.100	1.383	1.833	2.262	2.821	3.250	4.781
10	0.700	0.879	1.093	1.372	1.812	2.228	2.764	3.169	4.587
11	0.697	0.876	1.088	1.363	1.796	2.201	2.718	3.106	4.437
12	0.695	0.873	1.083	1.356	1.782	2.179	2.681	3.055	4.318
13	0.694	0.870	1.079	1.350	1.771	2.160	2.650	3.012	4.221
14	0.692	0.868	1.076	1.345	1.761	2.145	2.624	2.977	4.140
15	0.691	0.866	1.074	1.341	1.753	2.131	2.602	2.947	4.073
16	0.690	0.865	1.071	1.337	1.746	2.120	2.583	2.921	4.015
17	0.689	0.863	1.069	1.333	1.740	2.110	2.567	2.898	3.965
18	0.688	0.862	1.067	1.330	1.734	2.101	2.552	2.878	3.922
19	0.688	0.861	1.066	1.328	1.729	2.093	2.539	2.861	3.883
20	0.687	0.860	1.064	1.325	1.725	2.086	2.528	2.845	3.850
21	0.686	0.859	1.063	1.323	1.721	2.080	2.518	2.831	3.819
22	0.686	0.858	1.061	1.321	1.717	2.074	2.508	2.819	3.792
23	0.685	0.858	1.060	1.319	1.714	2.069	2.500	2.807	3.768
24	0.685	0.857	1.059	1.318	1.711	2.064	2.492	2.797	3.745
25	0.684	0.856	1.058	1.316	1.708	2.060	2.485	2.787	3.725
26	0.684	0.856	1.058	1.315	1.706	2.056	2.479	2.779	3.707
27	0.684	0.855	1.057	1.314	1.703	2.052	2.473	2.771	3.690
28	0.683	0.855	1.056	1.313	1.701	2.048	2.467	2.763	3.674
29	0.683	0.854	1.055	1.311	1.699	2.045	2.462	2.756	3.659
30	0.683	0.854	1.055	1.310	1.697	2.042	2.457	2.750	3.646
40	0.681	0.851	1.050	1.303	1.684	2.021	2.423	2.704	3.551
50	0.679	0.849	1.047	1.299	1.676	2.009	2.403	2.678	3.496
100	0.677	0.845	1.042	1.290	1.660	1.984	2.364	2.626	3.390
∞	0.674	0.842	1.036	1.282	1.645	1.960	2.326	2.576	3.291

الملحق رقم 4 الجدول النظري لقيم مربع كاي χ^2

TABLE IV

TABLE DU χ^2

La table donne la probabilité α pour que χ^2 égale ou dépasse une valeur donnée, en fonction du nombre de degrés de liberté ν.
Exemple : avec $\nu = 3$, pour $\chi^2 = 0{,}11$ la probabilité $\alpha = 0{,}99$.

α / ν	0,99	0,975	0,95	0,90	0,10	0,05	0,025	0,01	0,001
1	0,0002	0,001	0,004	0,016	2,71	**3,84**	5,02	**6,63**	10,83
2	0,02	0,05	0,10	0,21	4,61	**5,99**	7,38	**9,21**	13,82
3	0,11	0,22	0,35	0,58	6,25	**7,81**	9,35	**11,34**	16,27
4	0,30	0,48	0,71	1,06	7,78	**9,49**	11,14	**13,28**	18,47
5	0,55	0,83	1,15	1,61	9,24	**11,07**	12,83	**15,09**	20,51
6	0,87	1,24	1,64	2,20	10,64	**12,59**	14,45	**16,81**	22,46
7	1,24	1,69	2,17	2,83	12,02	**14,07**	16,01	**18,48**	24,32
8	1,65	2,18	2,73	3,49	13,36	**15,51**	17,53	**20,09**	26,12
9	2,09	2,70	3,33	4,17	14,68	**16,92**	19,02	**21,67**	27,88
10	2,56	3,25	3,94	4,87	15,99	**18,31**	20,48	**23,21**	29,59
11	3,05	3,82	4,57	5,58	17,28	**19,68**	21,92	**24,73**	31,26
12	3,57	4,40	5,23	6,30	18,55	**21,03**	23,34	**26,22**	32,91
13	4,11	5,01	5,89	7,04	19,81	**22,36**	24,74	**27,69**	34,53
14	4,66	5,63	6,57	7,79	21,06	**23,68**	26,12	**29,14**	36,12
15	5,23	6,26	7,26	8,55	22,31	**25,00**	27,49	**30,58**	37,70
16	5,81	6,91	7,96	9,31	23,54	**26,30**	28,85	**32,00**	39,25
17	6,41	7,56	8,67	10,09	24,77	**27,59**	30,19	**33,41**	40,79
18	7,01	8,23	9,39	10,86	25,99	**28,87**	31,53	**34,81**	42,31
19	7,63	8,91	10,12	11,65	27,20	**30,14**	32,85	**36,19**	43,82
20	8,26	9,59	10,85	12,44	28,41	**31,41**	34,17	**37,57**	45,31
21	8,90	10,28	11,59	13,24	29,62	**32,67**	35,48	**38,93**	46,80
22	9,54	10,98	12,34	14,04	30,81	**33,92**	36,78	**40,29**	48,27
23	10,20	11,69	13,09	14,85	32,01	**35,17**	38,08	**41,64**	49,73
24	10,86	12,40	13,85	15,66	33,20	**36,42**	39,36	**42,98**	51,18
25	11,52	13,12	14,61	16,47	34,38	**37,65**	40,65	**44,31**	52,62
26	12,20	13,84	15,38	17,29	35,56	**38,89**	41,92	**45,64**	54,05
27	12,88	14,57	16,15	18,11	36,74	**40,11**	43,19	**46,96**	55,48
28	13,56	15,31	16,93	18,94	37,92	**41,34**	44,46	**48,28**	56,89
29	14,26	16,05	17,71	19,77	39,09	**42,56**	45,72	**49,59**	58,30
30	14,95	16,79	18,49	20,60	40,26	**43,77**	46,98	**50,89**	59,70

الملحق رقم 5

الجدول النظري لمعامل الارتباط بيرسون PEARSON

The distribution is symmetrical with respect to $\rho = 0$.

	Level of significance α				
Two-sided	0.10	0.05	0.02	0.01	0.001
One-sided	0.05	0.025	0.01	0.005	0.0005
$v = n - 2$					
1	0.988	0.997	0.9995	0.9999	1.000
2	0.900	0.950	0.980	0.990	0.999
3	0.805	0.878	0.934	0.959	0.991
4	0.729	0.811	0.882	0.917	0.974
5	0.669	0.754	0.833	0.874	0.951
6	0.622	0.707	0.789	0.834	0.925
7	0.582	0.666	0.750	0.798	0.898
8	0.549	0.632	0.716	0.765	0.872
9	0.521	0.602	0.685	0.735	0.847
10	0.497	0.576	0.658	0.708	0.823
11	0.476	0.553	0.634	0.684	0.801
12	0.458	0.532	0.612	0.661	0.780
13	0.441	0.514	0.592	0.641	0.760
14	0.426	0.497	0.574	0.623	0.742
15	0.412	0.482	0.558	0.606	0.725
16	0.400	0.468	0.542	0.590	0.708
17	0.389	0.456	0.528	0.575	0.693
18	0.378	0.444	0.516	0.561	0.679
19	0.369	0.433	0.503	0.549	0.665
20	0.360	0.423	0.492	0.537	0.652
22	0.344	0.404	0.472	0.515	0.629
24	0.330	0.388	0.453	0.496	0.607
25	0.323	0.381	0.445	0.487	0.597
30	0.296	0.349	0.409	0.449	0.554
35	0.275	0.325	0.381	0.418	0.519
40	0.257	0.304	0.358	0.372	0.490
45	0.243	0.288	0.338	0.372	0.415
50	0.231	0.273	0.322	0.354	0.443
55	0.220	0.261	0.307	0.338	0.424
60	0.211	0.250	0.295	0.325	0.408
65	0.203	0.240	0.284	0.312	0.393
70	0.195	0.232	0.274	0.302	0.380
75	0.189	0.224	0.264	0.292	0.368
80	0.183	0.217	0.256	0.283	0.357
85	0.178	0.211	0.249	0.275	0.347
90	0.173	0.205	0.242	0.267	0.338
95	0.168	0.200	0.236	0.260	0.329
100	0.164	0.195	0.230	0.254	0.321
125	0.147	0.174	0.206	0.228	0.288
150	0.134	0.159	0.189	0.208	0.264
175	0.124	0.148	0.174	0.194	0.248
200	0.116	0.138	0.164	0.181	0.235
300	0.095	0.113	0.134	0.148	0.188
500	0.074	0.088	0.104	0.115	0.148
1000	0.052	0.062	0.073	0.081	0.104
2000	0.037	0.044	0.056	0.058	0.074

Source: De Jonge, 1963–4

الملحق رقم 6 الجدول النظري لمعامل الارتباط سبيرمان SPEARMAN

	Quantiles								
	.75	.90	.95	.975	.99	.995	.9975	.999	.9995
	Directional alpha levels								
	.25	.10	.05	.025	.01	.005	.0025	.001	.0005
	Nondirectional alpha levels								
N	.50	.20	.10	.05	.02	.01	.005	.002	.001
3	1.000								
4	0.600	1.000	1.000						
5	0.500	0.800	0.900	1.000	1.000				
6	0.371	0.657	0.829	0.886	0.943	1.000	1.000		
7	0.321	0.571	0.714	0.786	0.893	0.929	0.964	1.000	1.000
8	0.310	0.524	0.643	0.738	0.833	0.881	0.905	0.952	0.976
9	0.267	0.483	0.600	0.700	0.783	0.833	0.867	0.917	0.933
10	0.248	0.455	0.564	0.648	0.745	0.794	0.830	0.879	0.903
11	0.236	0.427	0.536	0.618	0.709	0.755	0.800	0.845	0.873
12	0.217	0.406	0.503	0.587	0.678	0.727	0.769	0.818	0.846
13	0.209	0.385	0.484	0.560	0.648	0.703	0.747	0.791	0.824
14	0.200	0.367	0.464	0.538	0.626	0.679	0.723	0.771	0.802
15	0.189	0.354	0.446	0.521	0.604	0.654	0.700	0.750	0.779
16	0.182	0.341	0.429	0.503	0.582	0.635	0.679	0.729	0.762
17	0.176	0.328	0.414	0.488	0.566	0.618	0.659	0.711	0.743
18	0.170	0.317	0.401	0.472	0.550	0.600	0.643	0.692	0.725
19	0.165	0.309	0.391	0.460	0.535	0.584	0.628	0.675	0.709
20	0.161	0.299	0.380	0.447	0.522	0.570	0.612	0.662	0.693
21	0.156	0.292	0.370	0.436	0.509	0.556	0.599	0.647	0.678
22	0.152	0.284	0.361	0.425	0.497	0.544	0.586	0.633	0.665
23	0.148	0.278	0.353	0.416	0.486	0.532	0.573	0.621	0.652
24	0.144	0.271	0.344	0.407	0.476	0.521	0.562	0.609	0.640
25	0.142	0.265	0.337	0.398	0.466	0.511	0.551	0.597	0.628
26	0.138	0.259	0.331	0.390	0.457	0.501	0.541	0.586	0.618
27	0.136	0.255	0.324	0.383	0.449	0.492	0.531	0.576	0.607
28	0.133	0.250	0.318	0.375	0.441	0.483	0.522	0.567	0.597
29	0.130	0.245	0.312	0.368	0.433	0.475	0.513	0.558	0.588
30	0.128	0.240	0.306	0.362	0.425	0.467	0.504	0.549	0.579
31	0.125	0.236	0.301	0.356	0.419	0.459	0.496	0.540	0.570
32	0.124	0.232	0.296	0.350	0.412	0.452	0.489	0.532	0.562
33	0.121	0.229	0.291	0.345	0.405	0.446	0.482	0.525	0.554
34	0.119	0.225	0.287	0.340	0.400	0.439	0.475	0.517	0.546
35	0.118	0.222	0.283	0.335	0.394	0.433	0.468	0.510	0.539
36	0.116	0.219	0.279	0.330	0.388	0.427	0.462	0.503	0.532
37	0.114	0.215	0.275	0.325	0.383	0.421	0.456	0.497	0.525

الملحق رقم 7 الجدول النظري لقيم F عند 0.05

	DF1	α = 0.05																	
DF2	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	12	15	20	24	30	40	60	120	Inf
1	161.45	199.5	215.71	224.58	230.16	233.99	236.77	238.88	240.54	241.88	243.91	245.95	248.01	249.05	250.1	251.14	252.2	253.25	254.31
2	18.513	19	19.164	19.247	19.296	19.33	19.353	19.371	19.385	19.396	19.413	19.429	19.446	19.454	19.462	19.471	19.479	19.487	19.496
3	10.128	9.5521	9.2766	9.1172	9.0135	8.9406	8.8867	8.8452	8.8123	8.7855	8.7446	8.7029	8.6602	8.6385	8.6166	8.5944	8.572	8.5494	8.5264
4	7.7086	6.9443	6.5914	6.3882	6.2561	6.1631	6.0942	6.041	5.9988	5.9644	5.9117	5.8578	5.8025	5.7744	5.7459	5.717	5.6877	5.6581	5.6281
5	6.6079	5.7861	5.4095	5.1922	5.0503	4.9503	4.8759	4.8183	4.7725	4.7351	4.6777	4.6188	4.5581	4.5272	4.4957	4.4638	4.4314	4.3985	4.365
6	5.9874	5.1433	4.7571	4.5337	4.3874	4.2839	4.2067	4.1468	4.099	4.06	3.9999	3.9381	3.8742	3.8415	3.8082	3.7743	3.7398	3.7047	3.6689
7	5.5914	4.7374	4.3468	4.1203	3.9715	3.866	3.787	3.7257	3.6767	3.6365	3.5747	3.5107	3.4445	3.4105	3.3758	3.3404	3.3043	3.2674	3.2298
8	5.3177	4.459	4.0662	3.8379	3.6875	3.5806	3.5005	3.4381	3.3881	3.3472	3.2839	3.2184	3.1503	3.1152	3.0794	3.0428	3.0053	2.9669	2.9276
9	5.1174	4.2565	3.8625	3.6331	3.4817	3.3738	3.2927	3.2296	3.1789	3.1373	3.0729	3.0061	2.9365	2.9005	2.8637	2.8259	2.7872	2.7475	2.7067
10	4.9646	4.1028	3.7083	3.478	3.3258	3.2172	3.1355	3.0717	3.0204	2.9782	2.913	2.845	2.774	2.7372	2.6996	2.6609	2.6211	2.5801	2.5379
11	4.8443	3.9823	3.5874	3.3567	3.2039	3.0946	3.0123	2.948	2.8962	2.8536	2.7876	2.7186	2.6464	2.609	2.5705	2.5309	2.4901	2.448	2.4045
12	4.7472	3.8853	3.4903	3.2592	3.1059	2.9961	2.9134	2.8486	2.7964	2.7534	2.6866	2.6169	2.5436	2.5055	2.4663	2.4259	2.3842	2.341	2.2962
13	4.6672	3.8056	3.4105	3.1791	3.0254	2.9153	2.8321	2.7669	2.7144	2.671	2.6037	2.5331	2.4589	2.4202	2.3803	2.3392	2.2966	2.2524	2.2064
14	4.6001	3.7389	3.3439	3.1122	2.9582	2.8477	2.7642	2.6987	2.6458	2.6022	2.5342	2.463	2.3879	2.3487	2.3082	2.2664	2.2229	2.1778	2.1307
15	4.5431	3.6823	3.2874	3.0556	2.9013	2.7905	2.7066	2.6408	2.5876	2.5437	2.4753	2.4034	2.3275	2.2878	2.2468	2.2043	2.1601	2.1141	2.0658
16	4.494	3.6337	3.2389	3.0069	2.8524	2.7413	2.6572	2.5911	2.5377	2.4935	2.4247	2.3522	2.2756	2.2354	2.1938	2.1507	2.1058	2.0589	2.0096
17	4.4513	3.5915	3.1968	2.9647	2.81	2.6987	2.6143	2.548	2.4943	2.4499	2.3807	2.3077	2.2304	2.1898	2.1477	2.104	2.0584	2.0107	1.9604
18	4.4139	3.5546	3.1599	2.9277	2.7729	2.6613	2.5767	2.5102	2.4563	2.4117	2.3421	2.2686	2.1906	2.1497	2.1071	2.0629	2.0166	1.9681	1.9168
19	4.3807	3.5219	3.1274	2.8951	2.7401	2.6283	2.5435	2.4768	2.4227	2.3779	2.308	2.2341	2.1555	2.1141	2.0712	2.0264	1.9795	1.9302	1.878
20	4.3512	3.4928	3.0984	2.8661	2.7109	2.599	2.514	2.4471	2.3928	2.3479	2.2776	2.2033	2.1242	2.0825	2.0391	1.9938	1.9464	1.8963	1.8432
21	4.3248	3.4668	3.0725	2.8401	2.6848	2.5727	2.4876	2.4205	2.366	2.321	2.2504	2.1757	2.096	2.054	2.0102	1.9645	1.9165	1.8657	1.8117
22	4.3009	3.4434	3.0491	2.8167	2.6613	2.5491	2.4638	2.3965	2.3419	2.2967	2.2258	2.1508	2.0707	2.0283	1.9842	1.938	1.8894	1.838	1.7831
23	4.2793	3.4221	3.028	2.7955	2.64	2.5277	2.4422	2.3748	2.3201	2.2747	2.2036	2.1282	2.0476	2.005	1.9605	1.9139	1.8648	1.8128	1.757
24	4.2597	3.4028	3.0088	2.7763	2.6207	2.5082	2.4226	2.3551	2.3002	2.2547	2.1834	2.1077	2.0267	1.9838	1.939	1.892	1.8424	1.7896	1.733
25	4.2417	3.3852	2.9912	2.7587	2.603	2.4904	2.4047	2.3371	2.2821	2.2365	2.1649	2.0889	2.0075	1.9643	1.9192	1.8718	1.8217	1.7684	1.711
26	4.2252	3.369	2.9752	2.7426	2.5868	2.4741	2.3883	2.3205	2.2655	2.2197	2.1479	2.0716	1.9898	1.9464	1.901	1.8533	1.8027	1.7488	1.6906
27	4.21	3.3541	2.9604	2.7278	2.5719	2.4591	2.3732	2.3053	2.2501	2.2043	2.1323	2.0558	1.9736	1.9299	1.8842	1.8361	1.7851	1.7306	1.6717
28	4.196	3.3404	2.9467	2.7141	2.5581	2.4453	2.3593	2.2913	2.236	2.19	2.1179	2.0411	1.9586	1.9147	1.8687	1.8203	1.7689	1.7138	1.6541
29	4.183	3.3277	2.934	2.7014	2.5454	2.4324	2.3463	2.2783	2.2229	2.1768	2.1045	2.0275	1.9446	1.9005	1.8543	1.8055	1.7537	1.6981	1.6376
30	4.1709	3.3158	2.9223	2.6896	2.5336	2.4205	2.3343	2.2662	2.2107	2.1646	2.0921	2.0148	1.9317	1.8874	1.8409	1.7918	1.7396	1.6835	1.6223
40	4.0847	3.2317	2.8387	2.606	2.4495	2.3359	2.249	2.1802	2.124	2.0772	2.0035	1.9245	1.8389	1.7929	1.7444	1.6928	1.6373	1.5766	1.5089
60	4.0012	3.1504	2.7581	2.5252	2.3683	2.2541	2.1665	2.097	2.0401	1.9926	1.9174	1.8364	1.748	1.7001	1.6491	1.5943	1.5343	1.4673	1.3893
120	3.9201	3.0718	2.6802	2.4472	2.2899	2.175	2.0868	2.0164	1.9588	1.9105	1.8337	1.7505	1.6587	1.6084	1.5543	1.4952	1.429	1.3519	1.2539
Inf	3.8415	2.9957	2.6049	2.3719	2.2141	2.0986	2.0096	1.9384	1.8799	1.8307	1.7522	1.6664	1.5705	1.5173	1.4591	1.394	1.318	1.2214	1

الجدول النظري لقيم F عند 0.01

	DF1	α = 0.01																	
DF2	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	12	15	20	24	30	40	60	120	Inf
1	4052.2	4999.5	5403.4	5624.6	5763.7	5859	5928.4	5981.1	6022.5	6055.8	6106.3	6157.3	6208.7	6234.6	6260.6	6286.8	6313	6339.4	6365.9
2	98.503	99	99.166	99.249	99.299	99.333	99.356	99.374	99.388	99.399	99.416	99.433	99.449	99.458	99.466	99.474	99.482	99.491	99.499
3	34.116	30.817	29.457	28.71	28.237	27.911	27.672	27.489	27.345	27.229	27.052	26.872	26.69	26.598	26.505	26.411	26.316	26.221	26.125
4	21.198	18	16.694	15.977	15.522	15.207	14.976	14.799	14.659	14.546	14.374	14.198	14.02	13.929	13.838	13.745	13.652	13.558	13.463
5	16.258	13.274	12.06	11.392	10.967	10.672	10.456	10.289	10.158	10.051	9.888	9.722	9.553	9.466	9.379	9.291	9.202	9.112	9.02
6	13.745	10.925	9.78	9.148	8.746	8.466	8.26	8.102	7.976	7.874	7.718	7.559	7.396	7.313	7.229	7.143	7.057	6.969	6.88
7	12.246	9.547	8.451	7.847	7.46	7.191	6.993	6.84	6.719	6.62	6.469	6.314	6.155	6.074	5.992	5.908	5.824	5.737	5.65
8	11.259	8.649	7.591	7.006	6.632	6.371	6.178	6.029	5.911	5.814	5.667	5.515	5.359	5.279	5.198	5.116	5.032	4.946	4.859
9	10.561	8.022	6.992	6.422	6.057	5.802	5.613	5.467	5.351	5.257	5.111	4.962	4.808	4.729	4.649	4.567	4.483	4.398	4.311
10	10.044	7.559	6.552	5.994	5.636	5.386	5.2	5.057	4.942	4.849	4.706	4.558	4.405	4.327	4.247	4.165	4.082	3.996	3.909
11	9.646	7.206	6.217	5.668	5.316	5.069	4.886	4.744	4.632	4.539	4.397	4.251	4.099	4.021	3.941	3.86	3.776	3.69	3.602
12	9.33	6.927	5.953	5.412	5.064	4.821	4.64	4.499	4.388	4.296	4.155	4.01	3.858	3.78	3.701	3.619	3.535	3.449	3.361
13	9.074	6.701	5.739	5.205	4.862	4.62	4.441	4.302	4.191	4.1	3.96	3.815	3.665	3.587	3.507	3.425	3.341	3.255	3.165
14	8.862	6.515	5.564	5.035	4.695	4.456	4.278	4.14	4.03	3.939	3.8	3.656	3.505	3.427	3.348	3.266	3.181	3.094	3.004
15	8.683	6.359	5.417	4.893	4.556	4.318	4.142	4.004	3.895	3.805	3.666	3.522	3.372	3.294	3.214	3.132	3.047	2.959	2.868
16	8.531	6.226	5.292	4.773	4.437	4.202	4.026	3.89	3.78	3.691	3.553	3.409	3.259	3.181	3.101	3.018	2.933	2.845	2.753
17	8.4	6.112	5.185	4.669	4.336	4.102	3.927	3.791	3.682	3.593	3.455	3.312	3.162	3.084	3.003	2.92	2.835	2.746	2.653
18	8.285	6.013	5.092	4.579	4.248	4.015	3.841	3.705	3.597	3.508	3.371	3.227	3.077	2.999	2.919	2.835	2.749	2.66	2.566
19	8.185	5.926	5.01	4.5	4.171	3.939	3.765	3.631	3.523	3.434	3.297	3.153	3.003	2.925	2.844	2.761	2.674	2.584	2.489
20	8.096	5.849	4.938	4.431	4.103	3.871	3.699	3.564	3.457	3.368	3.231	3.088	2.938	2.859	2.778	2.695	2.608	2.517	2.421
21	8.017	5.78	4.874	4.369	4.042	3.812	3.64	3.506	3.398	3.31	3.173	3.03	2.88	2.801	2.72	2.636	2.548	2.457	2.36
22	7.945	5.719	4.817	4.313	3.988	3.758	3.587	3.453	3.346	3.258	3.121	2.978	2.827	2.749	2.667	2.583	2.495	2.403	2.305
23	7.881	5.664	4.765	4.264	3.939	3.71	3.539	3.406	3.299	3.211	3.074	2.931	2.781	2.702	2.62	2.535	2.447	2.354	2.256
24	7.823	5.614	4.718	4.218	3.895	3.667	3.496	3.363	3.256	3.168	3.032	2.889	2.738	2.659	2.577	2.492	2.403	2.31	2.211
25	7.77	5.568	4.675	4.177	3.855	3.627	3.457	3.324	3.217	3.129	2.993	2.85	2.699	2.62	2.538	2.453	2.364	2.27	2.169
26	7.721	5.526	4.637	4.14	3.818	3.591	3.421	3.288	3.182	3.094	2.958	2.815	2.664	2.585	2.503	2.417	2.327	2.233	2.131
27	7.677	5.488	4.601	4.106	3.785	3.558	3.388	3.256	3.149	3.062	2.926	2.783	2.632	2.552	2.47	2.384	2.294	2.198	2.097
28	7.636	5.453	4.568	4.074	3.754	3.528	3.358	3.226	3.12	3.032	2.896	2.753	2.602	2.522	2.44	2.354	2.263	2.167	2.064
29	7.598	5.42	4.538	4.045	3.725	3.499	3.33	3.198	3.092	3.005	2.868	2.726	2.574	2.495	2.412	2.325	2.234	2.138	2.034
30	7.562	5.39	4.51	4.018	3.699	3.473	3.304	3.173	3.067	2.979	2.843	2.7	2.549	2.469	2.386	2.299	2.208	2.111	2.006
40	7.314	5.179	4.313	3.828	3.514	3.291	3.124	2.993	2.888	2.801	2.665	2.522	2.369	2.288	2.203	2.114	2.019	1.917	1.805
60	7.077	4.977	4.126	3.649	3.339	3.119	2.953	2.823	2.718	2.632	2.496	2.352	2.198	2.115	2.028	1.936	1.836	1.726	1.601
120	6.851	4.787	3.949	3.48	3.174	2.956	2.792	2.663	2.559	2.472	2.336	2.192	2.035	1.95	1.86	1.763	1.656	1.533	1.381
Inf	6.635	4.605	3.782	3.319	3.017	2.802	2.639	2.511	2.407	2.321	2.185	2.039	1.878	1.791	1.696	1.592	1.473	1.325	1

الملحق رقم 8

القيم الحرجة كولموجروف-سميرنوف لعينة واحدة

Table A.14 Quantiles of the Kolmogorov-Smirnov Test Statistics D_n

The table gives the upper $100(1-\alpha)\%$ quantile $\hat{d}_{n,1-\alpha}$ of the sampling distribution of $\hat{D}_n$ such that $P(\hat{D}_n \le \hat{d}_{n,1-\alpha}) = 1-\alpha$ or $P(\hat{D}_n \ge \hat{d}_{n,1-\alpha}) = \alpha$ (e.g., for $n = 20$ and $\alpha = 0.05$, the one-tail critical region is $\mathcal{R} = \{\hat{d}_{20} | \hat{d}_{20} \ge \hat{d}_{20,0.95} = 0.265\}$; the two-tail critical region is $\mathcal{R} = \{\hat{d}_{20} | \hat{d}_{20} \ge \hat{d}_{20,0.95} = 0.294\}$).

One-Sided Test $1-\alpha =$	**0.90**	**0.95**	**0.975**	**0.99**	**0.995**	**$1-\alpha =$**	**0.90**	**0.95**	**0.975**	**0.99**	**0.995**
Two-Sided Test $1-\alpha =$	**0.80**	**0.90**	**0.95**	**0.98**	**0.99**	**$1-\alpha =$**	**0.80**	**0.90**	**0.95**	**0.98**	**0.99**
$n = 1$	0.900	0.950	0.975	0.990	0.995	**$n = 21$**	0.226	0.259	0.287	0.321	0.344
2	0.684	0.776	0.842	0.900	0.929	**22**	0.221	0.253	0.281	0.314	0.337
3	0.565	0.636	0.708	0.785	0.829	**23**	0.216	0.247	0.275	0.307	0.330
4	0.493	0.565	0.624	0.689	0.734	**24**	0.212	0.242	0.269	0.301	0.323
5	0.447	0.509	0.563	0.627	0.669	**25**	0.208	0.238	0.264	0.295	0.317
6	0.410	0.468	0.519	0.577	0.617	**26**	0.204	0.233	0.259	0.290	0.311
7	0.381	0.436	0.483	0.538	0.576	**27**	0.200	0.229	0.254	0.284	0.305
8	0.358	0.410	0.454	0.507	0.542	**28**	0.197	0.225	0.250	0.279	0.300
9	0.339	0.387	0.430	0.480	0.513	**29**	0.193	0.221	0.246	0.275	0.295
10	0.323	0.369	0.409	0.457	0.489	**30**	0.190	0.218	0.242	0.270	0.290
11	0.308	0.352	0.391	0.437	0.468	**31**	0.187	0.214	0.238	0.266	0.285
12	0.296	0.338	0.375	0.419	0.449	**32**	0.184	0.211	0.234	0.262	0.281
13	0.285	0.325	0.361	0.404	0.432	**33**	0.182	0.208	0.231	0.258	0.277
14	0.275	0.314	0.349	0.390	0.418	**34**	0.179	0.205	0.227	0.254	0.273
15	0.266	0.304	0.338	0.377	0.404	**35**	0.177	0.202	0.224	0.251	0.269
16	0.258	0.295	0.327	0.366	0.392	**36**	0.174	0.199	0.221	0.247	0.265
17	0.250	0.286	0.318	0.355	0.381	**37**	0.172	0.196	0.218	0.244	0.262
18	0.244	0.279	0.309	0.346	0.371	**38**	0.170	0.194	0.215	0.241	0.258
19	0.237	0.271	0.301	0.337	0.361	**39**	0.168	0.191	0.213	0.238	0.255
20	0.232	0.265	0.294	0.329	0.352	**40**	0.165	0.189	0.210	0.235	0.252

Adapted from L.H. Miller, "Tables of Percentage Points of Kolmogorov Statistics," *JASA,* 51, 1956, 111–121. Reprinted with permission from *The Journal of the American Statistical Association*.

القيم الحرجة كولموجروف-سميرنوف لعينتين - تساوي الحجم

Table A.15 Quantiles of the Kolmogorov-Smirnov Test Statistic $D_{n,m}$ When $n = m$

The table gives the upper $100(1-\alpha)$ % quantile $\hat{d}_{n,m}$ of the sampling distribution of $\hat{D}_{n,m}$ such that $P(\hat{D}_{n,m} \leq \hat{d}_{n,m,1-\alpha}) = 1-\alpha$ or $P(\hat{D}_{n,m} \geq \hat{d}_{n,m,1-\alpha}) = \alpha$ (e.g., for $n = m = 15$ and $\alpha = 0.05$, the one-tail critical region is $\mathcal{R} = \{\hat{d}_{15,15} | \hat{d}_{15,15} \geq \hat{d}_{15,15,0.95} = 0.40\}$; the two-tail critical region is $\mathcal{R} = \{\hat{d}_{15,15} | \hat{d}_{15,15} \geq \hat{d}_{15,15,0.95} = 0.467\}$).

One-Sided Test $1-\alpha =$	**0.90**	**0.95**	**0.975**	**0.99**	**0.995**	$1-\alpha =$	**0.90**	**0.95**	**0.975**	**0.99**	**0.995**
Two-Sided Test $1-\alpha =$	**0.80**	**0.90**	**0.95**	**0.98**	**0.99**	$1-\alpha =$	**0.80**	**0.90**	**0.95**	**0.98**	**0.99**
$n = 3$	2/3	2/3				$n = 20$	6/20	7/20	8/20	9/20	10/20
4	3/4	3/4	3/4			**21**	6/21	7/21	8/21	9/21	10/21
5	3/5	3/5	4/5	4/5	4/5	**22**	7/22	8/22	8/22	10/22	10/22
6	3/6	4/6	4/6	5/6	5/6	**23**	7/23	8/23	9/23	10/23	10/23
7	4/7	4/7	5/7	5/7	5/7	**24**	7/24	8/24	9/24	10/24	11/24
8	4/8	4/8	5/8	5/8	6/8	**25**	7/25	8/25	9/25	10/25	11/25
9	4/9	5/9	5/9	6/9	6/9	**26**	7/26	8/26	9/26	10/26	11/26
10	4/10	5/10	6/10	6/10	7/10	**27**	7/27	8/27	9/27	11/27	11/27
11	5/11	5/11	6/11	7/11	7/11	**28**	8/28	9/28	10/28	11/28	12/28
12	5/12	5/12	6/12	7/12	7/12	**29**	8/29	9/29	10/29	11/29	12/29
13	5/13	6/13	6/13	7/13	8/13	**30**	8/30	9/30	10/30	11/30	12/30
14	5/14	6/14	7/14	7/14	8/14	**31**	8/31	9/31	10/31	11/31	12/31
15	5/15	6/15	7/15	8/15	8/15	**32**	8/32	9/32	10/32	12/32	12/32
16	6/16	6/16	6/25	8/16	12/15	**34**	8/34	10/34	11/34	12/34	13/34
17	9/29	7/17	7/17	8/22	9/17	**36**	9/36	10/36	11/36	12/36	13/36
18	6/18	7/18	8/18	9/18	9/19	**38**	9/38	10/38	11/38	13/38	14/38
19	6/19	7/19	8/19	9/19	9/19	**40**	9/40	10/40	12/40	13/40	14/40
						Approximation for $n > 40$:	$\frac{1.52}{\sqrt{n}}$	$\frac{1.73}{\sqrt{n}}$	$\frac{1.92}{\sqrt{n}}$	$\frac{2.15}{\sqrt{n}}$	$\frac{2.30}{\sqrt{n}}$

Adapted from Z.W. Birnbaum and R.A. Hall, "Small Sample Distribution for Multisample Statistics of the Smirnov Type," *The Annals of Mathematical Statistics*, 31, 1960, 710–720, with kind permission from the Institute of Mathematical Statistics.

القيم الحرجة كولموجروف سميرنوف لعينتين- اختلاف الحجم

Table A.16 Quantiles of the Kolmogorov-Smirnov Test Statistic $D_{n,m}$ When $n \neq m$*

The table gives the upper $100(1-\alpha)\%$ quantile $\hat{d}_{n,m}$ of the sampling distribution of $\hat{D}_{n,m}$ such that $P(\hat{D}_{n,m} \leq \hat{d}_{n,m,1-\alpha}) = 1 - \alpha$ or $P(\hat{D}_{n,m} \geq \hat{d}_{n,m,1-\alpha}) = \alpha$ (e.g., for $n = 6$, $m = 10$, and $\alpha = 0.05$, the one-tail critical region is $\mathcal{R} = \{\hat{d}_{6,10} | \hat{d}_{6,10} \geq \hat{d}_{6,10,0.95} = 0.567\}$; the two-tail critical region is $\mathcal{R} = \{\hat{d}_{6,10} | \hat{d}_{6,10} \geq \hat{d}_{6,10,0.95} = 0.633\}$).

One-Sided Test	$1 - \alpha =$	**0.90**	**0.95**	**0.975**	**0.99**	**0.995**
Two-Sided Test	$1 - \alpha =$	**0.80**	**0.90**	**0.950**	**0.98**	**0.990**
$n = 1$	$m = 9$	17/18				
	10	9/10				
$n = 2$	**3**	5/6				
	4	3/4				
	5	4/5	4/5			
	6	5/6	5/6			
	7	5/7	6/7			
	8	3/4	7/8	7/8		
	9	7/9	8/9	8/9		
	10	7/10	4/5	9/10		
$n = 3$	$m = 4$	3/4	3/4			
	5	2/3	4/5	4/5		
	6	2/3	2/3	5/6		
	7	2/3	5/7	6/7	6/7	
	8	5/8	3/4	3/4	7/8	
	9	2/3	2/3	7/9	8/9	8/9
	10	3/5	7/10	4/5	9/10	9/10
	12	7/12	2/3	3/4	5/6	11/12
$n = 4$	$m = 5$	3/5	3/4	4/5	4/5	
	6	7/12	2/3	3/4	5/6	5/6
	7	17/28	5/7	3/4	6/7	6/7
	8	5/8	5/8	3/4	7/8	7/8
	9	5/9	2/3	3/4	7/9	8/9
	10	11/20	13/20	7/10	4/5	4/5
	12	7/12	2/3	2/3	3/4	5/6
	16	9/16	5/8	11/16	3/4	13/16
$n = 5$	$m = 6$	3/5	2/3	2/3	5/6	5/6
	7	4/7	23/35	5/7	29/35	6/7
	8	11/20	5/8	27/40	4/5	4/5
	9	5/9	3/5	31/45	7/9	4/5
	10	1/2	3/5	7/10	7/10	4/5
	15	8/15	3/5	2/3	11/15	11/15
	20	1/2	11/20	3/5	7/10	3/4

Table A.16 (Contd.)

One-Sided Test	$1-\alpha=$	**0.90**	**0.95**	**0.975**	**0.99**	**0.995**
Two-Sided Test	$1-\alpha=$	**0.80**	**0.90**	**0.950**	**0.98**	**0.990**
$n=6$	$m=7$	23/42	4/7	29/42	5/7	5/6
	8	1/2	7/12	2/3	3/4	3/4
	9	1/2	5/9	2/3	13/18	7/9
	10	1/2	17/30	19/30	7/10	11/15
	12	1/2	7/12	7/12	2/3	3/4
	18	4/9	5/9	11/18	2/3	13/18
	24	11/24	1/2	7/12	5/8	2/3
$n=7$	$m=8$	27/56	33/56	5/8	41/56	3/4
	9	31/63	5/9	40/63	5/7	47/63
	10	33/70	39/70	43/70	7/10	5/7
	14	3/7	1/2	4/7	9/14	5/7
	28	3/7	13/28	15/28	17/28	9/14
$n=8$	$m=9$	4/9	13/24	5/8	2/3	3/4
	10	19/40	21/40	23/40	27/40	7/10
	12	11/24	1/2	7/12	5/8	2/3
	16	7/16	1/2	9/16	5/8	5/8
	32	13/32	7/16	1/2	9/16	19/32
$n=9$	$m=10$	7/15	1/2	26/45	2/3	31/45
	12	4/9	1/2	5/9	11/18	2/3
	15	19/45	22/45	8/15	3/5	29/45
	18	7/18	4/9	1/2	5/9	11/18
	36	13/36	5/12	17/36	19/36	5/9
$n=10$	$m=15$	2/5	7/15	1/2	17/30	19/30
	20	2/5	9/20	1/2	11/20	3/5
	40	7/20	2/5	9/20	1/2	
$n=12$	$m=15$	23/60	9/20	1/2	11/20	7/12
	16	3/8	7/16	23/48	13/24	7/12
	18	13/36	5/12	17/36	19/36	5/9
	20	11/30	5/12	7/15	31/60	17/30
$n=15$	$m=20$	7/20	2/5	13/30	29/60	31/60
$n=16$	$m=20$	27/80	31/80	17/40	19/40	41/80
Large-sample approximation		$1.07\sqrt{\frac{m+n}{mn}}$	$1.22\sqrt{\frac{m+n}{mn}}$	$1.36\sqrt{\frac{m+n}{mn}}$	$1.52\sqrt{\frac{m+n}{mn}}$	$1.63\sqrt{\frac{m+n}{mn}}$

*Let n be the smaller sample size and let m be the larger sample size. If this table does not cover n and m, use the large sample approximation.

Adapted from F.J. Massey, "Distribution Table for the Deviation Between Two Sample Cumulatives," *The Annals of Mathematical Statistics*, 23, 1952, 435–441. Corrections appear in Davis, L.S. (1958), Mathematical Tables and other Aids to Computation, 12, 1952, 262–263, with kind permission from the Institute of Mathematical Statistics.

الملحق رقم 9
القيم الحرجة ويلكوكسن للرتب لعينتين مترابطتين

Wilcoxon Signed-Ranks Table

يوفر الجدول التالي القيم الحرجة للاختبارات ذات الذيلين. بالنسبة للاختبار ذي الذيل الواحد، قم بمضاعفة قيمة ألفا واستخدم الجدول.

	alpha values						
n	0.001	0.005	0.01	0.025	0.05	0.10	0.20
5	--	--	--	--	--	0	2
6	--	--	--	--	0	2	3
7	--	--	--	0	2	3	5
8	--	--	0	2	3	5	8
9	--	0	1	3	5	8	10
10	--	1	3	5	8	10	14
11	0	3	5	8	10	13	17
12	1	5	7	10	13	17	21
13	2	7	9	13	17	21	26
14	4	9	12	17	21	25	31
15	6	12	15	20	25	30	36
16	8	15	19	25	29	35	42
17	11	19	23	29	34	41	48
18	14	23	27	34	40	47	55
19	18	27	32	39	46	53	62
20	21	32	37	45	52	60	69
21	25	37	42	51	58	67	77
22	30	42	48	57	65	75	86
23	35	48	54	64	73	83	94
24	40	54	61	72	81	91	104
25	45	60	68	79	89	100	113
26	51	67	75	87	98	110	124
27	57	74	83	96	107	119	134

	alpha values						
n	0.001	0.005	0.01	0.025	0.05	0.10	0.20
28	64	82	91	105	116	130	145
29	71	90	100	114	126	140	157
30	78	98	109	124	137	151	169
31	86	107	118	134	147	163	181
32	94	116	128	144	159	175	194
33	102	126	138	155	170	187	207
34	111	136	148	167	182	200	221
35	120	146	159	178	195	213	235
36	130	157	171	191	208	227	250
37	140	168	182	203	221	241	265
38	150	180	194	216	235	256	281
39	161	192	207	230	249	271	297
40	172	204	220	244	264	286	313
41	183	217	233	258	279	302	330
42	195	230	247	273	294	319	348
43	207	244	261	288	310	336	365
44	220	258	276	303	327	353	384
45	233	272	291	319	343	371	402
46	246	287	307	336	361	389	422
47	260	302	322	353	378	407	441
48	274	318	339	370	396	426	462
49	289	334	355	388	415	446	482
50	304	350	373	406	434	466	503

الملحق رقم 10

القيم الحرجة كروسكال - واليس

Upper Critical Values for the Kruskal-Wallis Test

Group Sizes			Nominal size α 0.10	0.05	0.025	0.01
2	2	2	4.571 (.06667)	- -	- -	- -
3	2	1	4.286 (.10000)	- -	- -	- -
3	2	2	4.500 (.06667)	4.714 (.04762)	- -	- -
3	3	1	4.571 (.10000)	5.143 (.04286)	- -	- -
3	3	2	4.556 (.10000)	5.361 (.03214)	5.556 (.02500)	- -
3	3	3	4.622 (.10000)	5.600 (.05000)	5.956 (.02500)	7.200 (.00357)
4	2	1	4.500 (.07619)	- -	- -	- -
4	2	2	4.458 (.10000)	5.333 (.03333)	5.500 (.02381)	- -
4	3	1	4.056 (.09286)	5.208 (.05000)	5.833 (.02143)	- -
4	3	2	4.511 (.09841)	5.444 (.04603)	6.000 (.02381)	6.444 (.00794)
4	3	3	4.709 (.09238)	5.791 (.04571)	6.155 (.02476)	6.745 (.01000)
4	4	1	4.167 (.08254)	4.967 (.04762)	6.167 (.02222)	6.667 (.00952)
4	4	2	4.555 (.09778)	5.455 (.04571)	6.327 (.02413)	7.036 (.00571)
4	4	3	4.545 (.09905)	5.598 (.04866)	6.394 (.02476)	7.144 (.00970)
4	4	4	4.654 (.09662)	5.692 (.04866)	6.615 (.02424)	7.654 (.00762)
5	2	1	4.200 (.09524)	5.000 (.04762)	- -	- -
5	2	2	4.373 (.08995)	5.160 (.03439)	6.000 (.01852)	6.533 (.00794)
5	3	1	4.018 (.09524)	4.960 (.04762)	6.044 (.01984)	- -
5	3	2	4.651 (.09127)	5.251 (.04921)	6.004 (.02460)	6.909 (.00873)
5	3	3	4.533 (.09697)	5.648 (.04892)	6.315 (.02121)	7.079 (.00866)
5	4	1	3.987 (.09841)	4.985 (.04444)	5.858 (.02381)	6.955 (.00794)
5	4	2	4.541 (.09841)	5.273 (.04877)	6.068 (.02482)	7.205 (.00895)
5	4	3	4.549 (.09892)	5.656 (.04863)	6.410 (.02496)	7.445 (.00974)
5	4	4	4.668 (.09817)	5.657 (.04906)	6.673 (.02429)	7.760 (.00946)
5	5	1	4.109 (.08586)	5.127 (.04618)	6.000 (.02165)	7.309 (.00938)
5	5	2	4.623 (.09704)	5.338 (.04726)	6.346 (.02489)	7.338 (.00962)
5	5	3	4.545 (.09965)	5.705 (.04612)	6.549 (.02436)	7.578 (.00968)
5	5	4	4.523 (.09935)	5.666 (.04931)	6.760 (.02490)	7.823 (.00978)
5	5	5	4.560 (.09952)	5.780 (.04878)	6.740 (.02475)	8.000 (.00946)

Group Sizes			Nominal size α 0.10	0.05	0.025	0.01
6	1	1	- -	- -	- -	- -
6	2	1	4.200 (.09524)	4.822 (.04762)	5.600 (.02381)	- -
6	2	2	4.545 (.08889)	5.345 (.03810)	5.745 (.02063)	6.655 (.00794)
6	3	1	3.909 (.09524)	4.855 (.05000)	5.945 (.02143)	6.873 (.00714)
6	3	2	4.682 (.08528)	5.348 (.04632)	6.136 (.02294)	6.970 (.00909)
6	3	3	4.590 (.09773)	5.615 (.04968)	6.436 (.02229)	7.410 (.00779)
6	4	1	4.038 (.09437)	4.947 (.04675)	5.856 (.02424)	7.106 (.00866)
6	4	2	4.494 (.09986)	5.340 (.04906)	6.186 (.02453)	7.340 (.00967)
6	4	3	4.604 (.09997)	5.610 (.04862)	6.538 (.02498)	7.500 (.00966)
6	4	4	4.595 (.09847)	5.681 (.04881)	6.667 (.02495)	7.795 (.00990)
6	5	1	4.128 (.09271)	4.990 (.04726)	5.951 (.02453)	7.182 (.00974)
6	5	2	4.596 (.09807)	5.338 (.04729)	6.196 (.02481)	7.376 (.00982)
6	5	3	4.535 (.09932)	5.602 (.04956)	6.667 (.02452)	7.590 (.00999)
6	5	4	4.522 (.09974)	5.661 (.04991)	6.750 (.02473)	7.936 (.00998)
6	5	5	4.547 (.09835)	5.729 (.04973)	6.788 (.02484)	8.028 (.00988)
6	6	1	4.000 (.09774)	4.945 (.04779)	5.923 (.02381)	7.121 (.00932)
6	6	2	4.438 (.09824)	5.410 (.04993)	6.210 (.02443)	7.467 (.00982)
6	6	3	4.558 (.09948)	5.625 (.04999)	6.725 (.02462)	7.725 (.00985)
6	6	4	4.548 (.09982)	5.724 (.04950)	6.812 (.02458)	8.000 (.00998)
6	6	5	4.542 (.09987)	5.765 (.04993)	6.848 (.02489)	8.124 (.00990)
6	6	6	4.643 (.09874)	5.801 (.04905)	6.889 (.02493)	8.222 (.00994)
7	7	7	4.594 (.09933)	5.819 (.04911)	6.954 (.02446)	8.378 (.00992)
8	8	8	4.595 (.09933)	5.805 (.04973)	6.995 (.02485)	8.465 (.00991)

Group Sizes				Nominal size α			
				0.10	0.05	0.025	0.01
2	2	1	1	- -	- -	- -	- -
2	2	2	1	5.357 (.06667)	5.679 (.03810)	- -	- -
2	2	2	2	5.667 (.07619)	6.167 (.03810)	6.667 (.00952)	6.667 (.00952)
3	1	1	1	- -	- -	- -	- -
3	2	1	1	5.143 (.08571)	- -	- -	- -
3	2	2	1	5.556 (.07143)	5.833 (.04286)	6.250 (.02143)	- -
3	2	2	2	5.644 (.10000)	6.333 (.04762)	6.978 (.01746)	7.133 (.00794)
3	3	1	1	5.333 (.09643)	6.333 (.02143)	6.333 (.02143)	-
3	3	2	1	5.689 (.08571)	6.244 (.04246)	6.689 (.01786)	7.200 (.00595)
3	3	2	2	5.745 (.09921)	6.527 (.04921)	7.055 (.02317)	7.636 (.01000)
3	3	3	1	5.655 (.09786)	6.600 (.04929)	7.036 (.02429)	7.400 (.00857)
3	3	3	2	5.879 (.09974)	6.727 (.04948)	7.515 (.02390)	8.015 (.00961)
3	3	3	3	6.026 (.09779)	7.000 (.04351)	7.667 (.02338)	8.538 (.00838)
4	1	1	1	- -	- -	- -	- -
4	2	1	1	5.250 (.09048)	5.833 (.04286)	- -	- -
4	2	2	1	5.533 (.09788)	6.133 (.04180)	6.533 (.02063)	7.000 (.00952)
4	2	2	2	5.755 (.09302)	6.545 (.04921)	7.064 (.02222)	7.391 (.00889)
4	3	1	1	5.067 (.09524)	6.178 (.04921)	6.711 (.01905)	7.067 (.00952)
4	3	2	1	5.591 (.09857)	6.309 (.04937)	6.955 (.02317)	7.455 (.00984)
4	3	2	2	5.750 (.09980)	6.621 (.04949)	7.326 (.02496)	7.871 (.00999)
4	3	3	1	5.689 (.09602)	6.545 (.04952)	7.326 (.02329)	7.758 (.00974)
4	3	3	2	5.872 (.09929)	6.795 (.04925)	7.564 (.02494)	8.333 (.00985)
4	3	3	3	6.016 (.09779)	6.984 (.04897)	7.775 (.02437)	8.659 (.00990)
4	4	1	1	5.182 (.09968)	5.945 (.04952)	6.955 (.02349)	7.909 (.00381)
4	4	2	1	5.568 (.09980)	6.386 (.04981)	7.159 (.02459)	7.909 (.00906)
4	4	2	2	5.808 (.09882)	6.731 (.04872)	7.538 (.02453)	8.346 (.00941)
4	4	3	1	5.692 (.09853)	6.635 (.04978)	7.500 (.02462)	8.231 (.00955)
4	4	3	2	5.901 (.09950)	6.874 (.04983)	7.747 (.02500)	8.621 (.00999)
4	4	3	3	6.019 (.09948)	7.038 (.04990)	7.929 (.02487)	8.876 (.00974)
4	4	4	1	5.654 (.09801)	6.725 (.04979)	7.648 (.02470)	8.588 (.00986)
4	4	4	2	5.914 (.09940)	6.957 (.04960)	7.914 (.02499)	8.871 (.00987)
4	4	4	3	6.042 (.09980)	7.142 (.04954)	8.079 (.02494)	9.075 (.01000)
4	4	4	4	6.088 (.09900)	7.235 (.04922)	8.228 (.02476)	9.287 (.00999)

Group Sizes					Nominal size α			
					0.10	0.05	0.025	0.01
2	2	1	1	1	5.786 (.09524)	- -	- -	- -
2	2	2	1	1	6.250 (.08810)	6.750 (.02381)	6.750 (.02381)	- -
2	2	2	2	1	6.600 (.08889)	7.133 (.04127)	7.333 (.02222)	7.533 (.00952)
2	2	2	2	2	6.982 (.09101)	7.418 (.04868)	7.964 (.02222)	8.291 (.00952)
3	1	1	1	1	- -	- -	- -	- -
3	2	1	1	1	6.139 (.10000)	6.583 (.03571)	- -	- -
3	2	2	1	1	6.511 (.10000)	6.800 (.04921)	7.200 (.02460)	7.600 (.00794)
3	2	2	2	1	6.709 (.09873)	7.309 (.04889)	7.745 (.02317)	8.127 (.00937)
3	2	2	2	2	6.955 (.09922)	7.682 (.04745)	8.182 (.02384)	8.682 (.00958)
3	3	1	1	1	6.311 (.09286)	7.111 (.04048)	7.467 (.01190)	- -
3	3	2	1	1	6.600 (.09929)	7.200 (.05000)	7.618 (.02452)	8.073 (.00738)
3	3	2	2	1	6.788 (.09892)	7.591 (.04919)	8.121 (.02437)	8.576 (.00984)
3	3	2	2	2	7.026 (.09897)	7.910 (.04934)	8.538 (.02408)	9.115 (.00996)
3	3	3	1	1	6.788 (.09779)	7.576 (.04545)	8.061 (.02325)	8.424 (.00909)
3	3	3	2	1	6.910 (.09916)	7.769 (.04885)	8.449 (.02471)	9.051 (.00976)
3	3	3	2	2	7.121 (.09979)	8.044 (.04915)	8.813 (.02472)	9.505 (.00999)
3	3	3	3	1	7.077 (.09836)	8.000 (.04792)	8.703 (.02396)	9.451 (.00997)
3	3	3	3	2	7.210 (.09965)	8.200 (.04940)	9.038 (.02452)	9.876 (.00966)
3	3	3	3	3	7.333 (.09922)	8.333 (.04955)	9.200 (.02500)	10.200 (.00986)

الملحق رقم 11 القيم الحرجة اختبار فريدمان Friedman

Upper Critical Values for the Friedman Test

(k treatments and b blocks)

Notes 1. In the table below, the critical values give significance levels as close as possible to, but not exceeding the nominal α.

2. For values of k and b beyond the range of the table below, various approximations are available.

	$k=3$		$k=4$		$k=5$		$k=6$	
b	0.05	0.01	0.05	0.01	0.05	0.01	0.05	0.01
2	-	-	6.000	-	7.600	8.000	9.143	9.714
3	6.000	-	7.400	9.000	8.533	10.13	9.857	11.76
4	6.500	8.000	7.800	9.600	8.800	11.20	10.29	12.71
5	6.400	8.400	7.800	9.960	8.960	11.68	10.49	13.23
6	7.000	9.000	7.600	10.20	9.067	11.87	10.57	13.62
7	7.143	8.857	7.800	10.54	9.143	12.11		
8	6.250	9.000	7.650	10.50	9.200	12.30		
9	6.222	9.556	7.667	10.73	9.244	12.44		
10	6.200	9.600	7.680	10.68				
11	6.545	9.455	7.691	10.75				
12	6.500	9.500	7.700	10.80				
13	6.615	9.385	7.800	10.85				
14	6.143	9.143	7.714	10.89				
15	6.400	8.933	7.720	10.92				
16	6.500	9.375	7.800	10.95				
17	6.118	9.294	7.800	11.05				
18	6.333	9.000	7.733	10.93				
19	6.421	9.579	7.863	11.02				
20	6.300	9.300	7.800	11.10				
21	6.095	9.238	7.800	11.06				
22	6.091	9.091	7.800	11.07				
23	6.348	9.391						
24	6.250	9.250						

	$k=3$		$k=4$		$k=5$		$k=6$	
b	0.05	0.01	0.05	0.01	0.05	0.01	0.05	0.01
25	6.080	8.960						
26	6.077	9.308						
27	6.000	9.407						
28	6.500	9.214						
29	6.276	9.172						
30	6.200	9.267						
31	6.000	9.290						
32	6.063	9.250						
33	6.061	9.152						
34	6.059	9.176						
35	6.171	9.314						
36	6.167	9.389						
37	6.054	9.243						
38	6.158	9.053						
39	6.000	9.282						
40	6.050	9.150						
41	6.195	9.366						
42	6.143	9.190						
43	6.186	9.256						
44	6.318	9.136						
45	6.178	9.244						
46	6.043	9.435						
47	6.128	9.319						
48	6.167	9.125						
49	6.041	9.184						
50	6.040	9.160						

Critical Values of the Mann-Whitney U
(Two-Tailed Testing)

n_2	α	n_1																	
		3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
3	.05	--	0	0	1	1	2	2	3	3	4	4	5	5	6	6	7	7	8
	.01	--	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	1	2	2	2	2	3	3
4	.05	--	0	1	2	3	4	4	5	6	7	8	9	10	11	11	12	13	14
	.01	--	--	0	0	0	1	1	2	2	3	3	4	5	5	6	6	7	8
5	.05	0	1	2	3	5	6	7	8	9	11	12	13	14	15	17	18	19	20
	.01	--	--	0	1	1	2	3	4	5	6	7	7	8	9	10	11	12	13
6	.05	1	2	3	5	6	8	10	11	13	14	16	17	19	21	22	24	25	27
	.01	--	0	1	2	3	4	5	6	7	9	10	11	12	13	15	16	17	18
7	.05	1	3	5	6	8	10	12	14	16	18	20	22	24	26	28	30	32	34
	.01	--	0	1	3	4	6	7	9	10	12	13	15	16	18	19	21	22	24
8	.05	2	4	6	8	10	13	15	17	19	22	24	26	29	31	34	36	38	41
	.01	--	1	2	4	6	7	9	11	13	15	17	18	20	22	24	26	28	30
9	.05	2	4	7	10	12	15	17	20	23	26	28	31	34	37	39	42	45	48
	.01	0	1	3	5	7	9	11	13	16	18	20	22	24	27	29	31	33	36
10	.05	3	5	8	11	14	17	20	23	26	29	33	36	39	42	45	48	52	55
	.01	0	2	4	6	9	11	13	16	18	21	24	26	29	31	34	37	39	42
11	.05	3	6	9	13	16	19	23	26	30	33	37	40	44	47	51	55	58	62
	.01	0	2	5	7	10	13	16	18	21	24	27	30	33	36	39	42	45	48
12	.05	4	7	11	14	18	22	26	29	33	37	41	45	49	53	57	61	65	69
	.01	1	3	6	9	12	15	18	21	24	27	31	34	37	41	44	47	51	54
13	.05	4	8	12	16	20	24	28	33	37	41	45	50	54	59	63	67	72	76
	.01	1	3	7	10	13	17	20	24	27	31	34	38	42	45	49	53	56	60
14	.05	5	9	13	17	22	26	31	36	40	45	50	55	59	64	67	74	78	83
	.01	1	4	7	11	15	18	22	26	30	34	38	42	46	50	54	58	63	67
15	.05	5	10	14	19	24	29	34	39	44	49	54	59	64	70	75	80	85	90
	.01	2	5	8	12	16	20	24	29	33	37	42	46	51	55	60	64	69	73
16	.05	6	11	15	21	26	31	37	42	47	53	59	64	70	75	81	86	92	98
	.01	2	5	9	13	18	22	27	31	36	41	45	50	55	60	65	70	74	79
17	.05	6	11	17	22	28	34	39	45	51	57	63	67	75	81	87	93	99	105
	.01	2	6	10	15	19	24	29	34	39	44	49	54	60	65	70	75	81	86
18	.05	7	12	18	24	30	36	42	48	55	61	67	74	80	86	93	99	106	112
	.01	2	6	11	16	21	26	31	37	42	47	53	58	64	70	75	81	87	92
19	.05	7	13	19	25	32	38	45	52	58	65	72	78	85	92	99	106	113	119
	.01	3	7	12	17	22	28	33	39	45	51	56	63	69	74	81	87	93	99
20	.05	8	14	20	27	34	41	48	55	62	69	76	83	90	98	105	112	119	127
	.01	3	8	13	18	24	30	36	42	48	54	60	67	73	79	86	92	99	105

Critical Values of the Mann-Whitney U
(One-Tailed Testing)

n_2	α	n_1																	
		3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
3	.05	0	0	1	2	2	3	4	4	5	5	6	7	7	8	9	9	10	11
	.01	--	0	0	0	0	0	1	1	1	2	2	2	3	3	4	4	4	5
4	.05	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	14	15	16	17	18
	.01	--	--	0	1	1	2	3	3	4	5	5	6	7	7	8	9	9	10
5	.05	1	2	4	5	6	8	9	11	12	13	15	16	18	19	20	22	23	25
	.01	--	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
6	.05	2	3	5	7	8	10	12	14	16	17	19	21	23	25	26	28	30	32
	.01	--	1	2	3	4	6	7	8	9	11	12	13	15	16	18	19	20	22
7	.05	2	4	6	8	11	13	15	17	19	21	24	26	28	30	33	35	37	39
	.01	0	1	3	4	6	7	9	11	12	14	16	17	19	21	23	24	26	28
8	.05	3	5	8	10	13	15	18	20	23	26	28	31	33	36	39	41	44	47
	.01	0	2	4	6	7	9	11	13	15	17	20	22	24	26	28	30	32	34
9	.05	4	6	9	12	15	18	21	24	27	30	33	36	39	42	45	48	51	54
	.01	1	3	5	7	9	11	14	16	18	21	23	26	28	31	33	36	38	40
10	.05	4	7	11	14	17	20	24	27	31	34	37	41	44	48	51	55	58	62
	.01	1	3	6	8	11	13	16	19	22	24	27	30	33	36	38	41	44	47
11	.05	5	8	12	16	19	23	27	31	34	38	42	46	50	54	57	61	65	69
	.01	1	4	7	9	12	15	18	22	25	28	31	34	37	41	44	47	50	53
12	.05	5	9	13	17	21	26	30	34	38	42	47	51	55	60	64	68	72	77
	.01	2	5	8	11	14	17	21	24	28	31	35	38	42	46	49	53	56	60
13	.05	6	10	15	19	24	28	33	37	42	47	51	56	61	65	70	75	80	84
	.01	2	5	9	12	16	20	23	27	31	35	39	43	47	51	55	59	63	67
14	.05	7	11	16	21	26	31	36	41	46	51	56	61	66	71	77	82	87	92
	.01	2	6	10	13	17	22	26	30	34	38	43	47	51	56	60	65	69	73
15	.05	7	12	18	23	28	33	39	44	50	55	61	66	72	77	83	88	94	100
	.01	3	7	11	15	19	24	28	33	37	42	47	51	56	61	66	70	75	80
16	.05	8	14	19	25	30	36	42	48	54	60	65	71	77	83	89	95	101	107
	.01	3	7	12	16	21	26	31	36	41	46	51	56	61	66	71	76	82	87
17	.05	9	15	20	26	33	39	45	51	57	64	70	77	83	89	96	102	109	115
	.01	4	8	13	18	23	28	33	38	44	49	55	60	66	71	77	82	88	93
18	.05	9	16	22	28	35	41	48	55	61	68	75	82	88	95	102	109	116	123
	.01	4	9	14	19	24	30	36	41	47	53	59	65	70	76	82	88	94	100
19	.05	10	17	23	30	37	44	51	58	65	72	80	87	94	101	109	116	123	130
	.01	4	9	15	20	26	32	38	44	50	56	63	69	75	82	88	94	101	107
20	.05	11	18	25	32	39	47	54	62	69	77	84	92	100	107	115	123	130	138
	.01	5	10	16	22	28	34	40	47	53	60	67	73	80	87	93	100	107	114