الجمهورية العربية السورية

جامعت حماة

كلية التربية الرياضية

العام الدراسي ٢٠١٨ | ٢٠١٩



مبادئ الطرائق الإحصائية في التربية الرياضية لطلاب السنه الثالثة الفصل الفصل الدراسي الاول



المدرس

الدكتور. عبد الستار سالم الهدله





مبادئ الطرائق الإحصائية في التربية الرياضية

المحتويات

الصفحة	الموضوع
٣	الآيــة
٥	الإهداء
٧	مقدمة الطبعة الثالثة
8	مقدمة الطبعة الثانية
9	مقدمسة الطبعة الاولى
16 - 11	المحتويات
39 - 15	الفصل الأول
17	الإحصاء
18	أهمية الإحصاء
19	اهداف علم الاحصاء
20	أقسام الإحصاء
21	الإحصاء الوصفي
21	الإحصاء الاستدلالي
22	استخدام الاحصاء في دراسة المشكلات
23	جمع البيانات
24	العلاقة بين المجتمع والعينة
29	مصادر البيانات الاحصائية
59- 41	الفصل الثاني
43	العرض الجدولي والتمثيل البياني

43	العرض الجدولي
43	الجدول البسيط
44	الجدول المركب
49	إنشاء الجدول التكراري
53	جدول التوزيع التكراري التجميعي التصاعدي
54	جدول التوزيع التكراري التنازلي
57	التمثيل البياني
57	المدرج التكراري
58	المضلع التكراري
59	المنحني التكراري
60	الدائرة البيانية
80 - 63	الفصل الثالث
65	مقاييس النزعة المركزية
65	الوسط الحسابي
68	الوسط الحسابي المرجح
72	الوسيط
75	المنوال
78	العلاقة بين المتوسطات
101 - 81	الفصل الرابع
83	مقاييس التشتت
84	مقاييس التشتت المطلق
84	المدي

84	الانحراف المتوسط
90	التباين
94	الانحراف المعياري
100	مقاييس التثنت النسبي
100	معامل الاختلاف
119 – 103	القصل الخامس
105	التوزيع الطبيعي
106	الدرجة المعيارية
107	الدرجة الزائية (ز)
108	الدرجة التائية (ت)
110	الدرجة المئينية (المئينات)
148 – 121	القصل السادس
123	مقاييس العلاقة (الارتباط)
124	أنواع الارتباط
124	الارتباط البسيط (بيرسون)
130	معامل الارتباط المتعدد
132	معامل ارتباط الرتب (سبيرمان)
136	معامل ارتباط فاي
139	معامل ارتباط التوافق
142	معامل ارتباط كندال
146	معامل الاقتران
147	معامل الانحدار

178 - 149	الفصل السابع
151	اختبار الفروق بين المتوسطات
105	دلالة الفرق بين متوسطي مجموعتين غير مرتبطتين
	متساويين
109	دلالة الفرق بين متوسطي مجموعتين غيرمرتبطتين
	وغيرمتساويين
١٦٣	دلالة الفرق بين متوسطي مجموعتين غير متجانستين
١٦٨	دلالة الفرق بين متوسطي مجموعتين مرتبطتين
1 4 0	$(\ {f F}\)$ دلالة الفروق بين اكثر من متوسطين
1 7 7	قيمة اقل فرق معنوي ($\mathbf{L.S.D}$)
7.17 - 179	الفصل الثامن
1 / 1	الاختبارات اللامعلمية
1 / 4	اختبار مربع كاي
7.7	اختبار الاشارة
۲1.	اختبار ولكوكسن للازواج المترابطة
715	اختبار مان – ويتني للعينات المستقلة
* 1 V	تحليل التباين الاحادي (كروسكال - واليز)
Y 1 9	المصادر
770	الملاحق

الفصل الأول ماهية الإحصاء

الاحصاء:

أن حياتنا اليومية مرتبطة بالإحصاء في العديد من المجالات سواء على مستوى الأفراد أو الجماعات أو على مستوى الدولة فالعديد من الظواهر أو المتغيرات التي نعايشها ،فمنها ذات طابع اقتصادي أو اجتماعي أو تعليمي أو تربوي أو صحي أو نفسي أو في مجال التربية الرياضية وهو مجال اختصاصنا إلى غير ذلك من الظواهر تتم داستها أن عن طريقة مشاهدة تطوراتها وتفاعلاتها مع بعضها البعض أو تخضع لأسلوب التجريب للتعرف على طبيعتها وتأثيرها يبعضها البعض والسبيل الأمثل أن لم يكن الأوحد إلى دراسة هذه الظواهر وتفسيرها والتنبؤ بما ستكون عليه في المستقبل هو الأسلوب الإحصائي أو أسلوب دراسة المتغيرات .

أن الطرق الإحصائية الحديثة مفيدة وضرورية في فحص ودراسة أنواع كثيرة من المشاكل المختلفة والمتعددة ومنها على سبيل المثال لا الحصر نذكر بعض المشاكل التي تستطيع الطرق الإحصائية المساعدة في إيجاد حل لها:

- * كيف يمكن اختبار تأثير فعالية دواء معين ؟.
- * ما هو تأثير السمنة على زيادة احتمال الإصابة بأمراض القلب ؟
 - * كيف يمكن الرقابة على الإنتاج ؟
 - * كيف يمكن المقارنة بين عدة وسائل تدريبية ؟
 - * أي الأساليب أفضل لإيصال المعلومات إلى الطلبة ؟
 - * كيف نتنبأ بتطور أداء اللاعب في زمن معين ؟
 - * كيف نقيس العلاقة بين مستوى الأداء واللياقة البدنية ؟
 - * ماهو تأثير الإنتاج الزائد على مستوى الإرباح؟

هذه بعض الأسئلة لأمثلة كثيرة تستطيع الطرق الإحصائية المساعدة في الإجابة عليها.

وعلى هذا يمكن تعريف الإحصاء بأنه العلم الذي يبحث في:

ا- جمع البيانات والمعلومات والحقائق الخاصة بمختلف الظواهر وتسجيلها في صورة رقمية وتصنيفها في جداول منظمة وتمثيلها بيانياً (وصفي)
 ب- تحليل البيانات واستخلاص النتائج منها واتخاذ القرارات (استدلالي)
 ج - مقارنة الظواهر ببعضها ودراسة العلاقات بينها واستخدامها في فهم حقيقة الظواهر ومعرفة القوانين التي تسير تبعاً لها.

اهمية علم الاحصاء و علاقته بالتربية الرياضية:

ان طرق البحث الحديثة للتربية الرياضية لا يمكن ان تتقدم دون الاحصاء او بدون استخدام اساليبه سواء في رياضة المستويات العليا عند تحليل العناصر المؤثرة على المستوى العالي للرياضيين او عند الرياة الشعبية عند اجراء استفتاءات او في الرياضة المدرسية عند وضع تقييم لاول المستويات.

وان التربية البدنية كوسيلة من وسائل التربية الفعالة لا يمكن النهوض بها الا بدراسة الظواهر الاجتماعية و التربوية والنفسية ومدى ارتباط تلك الظواهر بالمستوى البدني والمهاري للطلاب ، كل هذا لا يمكن تحقيقه والوصول به الى نتائج ايجابية الا باستخدام الطرق والمعالجات الاحصائية .

اذ ان التدريب المبرمج في التربية الرياضية والعمل العلمي يتطلب استخدام طرق الاحصاء ، وهذا يعني الجمع بين الوصف النوعي للظواهر الرياضية والتحليل الكمي لها ولغر الوصول الى نتائج مضبوطة يجب استخدام طرق تقييم صادقة ، ولهذا يجب ان نبحث عن طرق لتحويل الوصف النظري الى كمي يمكن قياسه من اجل تحقيق ثباته وصدقه وموضوعيته .

ويرتبط الإحصاء ارتباطاً وثيقاً في مجال القياس والتقويم في التربية الرياضية إذ إن نتائج الاختبار أو القياس كما تشير إليها الدرجات الخام لا تدل على أي معنى أو مدلول من دون تحليل هذه النتائج تحليلاً إحصائيا حتى يمكن التوصل إلى المعلومات الموضوعية التي يمكن الاعتماد عليها.

اهداف علم الاحصاء:

الاحصاء علم قائم بذاته له قواعده وقوانينه الخاصة به واهدافه ، وتظهر اهميته في استخدامه كمنهاج للبحث في الميادين العلمية المختلفة ، ان الهدف العام من علم الاحصاء في أي مجال من مجالات المعرفة هو : جمع المعلومات التي تمثل واقع الظاهرة او الظواهر موضوع دراسة لكي تكون المقابيس التي يمكن ان تتوصل اليها فيما بعد نابعة من الواقع العلمي وليست مجرد تعبير عن راي الباحث .

وفيما يلي ساركز على الاهداف العامة لعلم الاحصاء في مجالات وبحوث التربية الرياضية ، وهي :

إجراء البحوث الرياضية العلمية وكتابة النتائج بأسلوب علمي دقيق اذ يقوم الباحث من خلال العمليات الاحصائية بتبسيط البيانات الرياضية المعقدة بعرضها في جداول او رسومات بيانية او التعبير عنها ووصفها بارقام مبسطة يسهل فهمها.
 في مجال التربية البحوث العلمية التي تحدث في مجال التربية الرياضية والاستفادة منها خاصة تلك البحوث الميدانية والتي تجري على إعداد كبيرة مثل اختبارات اللياقة البدنية .

٣- القدرة على تقويم الاختبارات والمقاييس والحكم على كفاءتها وفق أسس علمية
 دقيقه .

- ٤- اكتساب معاني أكثر وضوحاً ودقة عن الدرجات التي تحصل عليها من
 الاختبار والقدرة على عرض البيانات وفهمها .
- ٥- الإحصاء هو الوسيلة الأساسية التي تستخدم لبناء الاختبارات في مجال التربية الرياضية وعلم النفس الرياضي.
- تساعد الطرق الاحصائية في عملية التصنيف وخصوصا في مجال الرياضة المدرسية كوسيلة تربوية ، حيث يمكن تصنيف الطلاب حسب اعمار هم ومستوياتهم ، اضافة الى وضع مستويات معيارية للانشطة والفعاليات الرياضية الختلفة .
- الطرق الاحصائية في عملية التقويم الموضوعية لكل من الطالب
 والمعلم والطريقة وكذلك لكل من المدرب واللاعب والبرنامج.
- ٨- القدرة على تحديد مدى الثقة في النتائج التي تتوصل إليها والى أي مدى يمكن
 تعميم هذه النتائج.
- 9- القدرة على التنبؤ وتقدير مدى صحة هذا التنبؤ تحت ظروف وعوامل معلومة ومدروسة .
- ١- القدرة على تحليل العوامل المؤثرة في الأداء من بين عدة عوامل معقدة ومتداخلة .

أقسام الإحصاء:

مهما كان التعدد في تفسير كلمة إحصاء فانه من المتفق عليه أن علم الإحصاء يعتبر اللغة العالمية التي تتعامل بها العلوم المختلفة وهو علم يتعدى حدود تطبيق مجموعة من الوسائل والأدوات إلى كونه يتطلب من مستخدميه التمكن من استعمال وسائله المختلفة بدقة إذ يمكنهم ذلك من الأتى:

- ١- الوصف الدقيق للنتائج التي تتوصل إليها البحوث العلمية .
- ٢- اتخاذ القرارات في ضوء ما يتم التوصل إليه من نتائج إحصائية .
- ٣- تقدير القيم الإحصائية للمجتمع في ضوء القيم المستخلصة من العينة وعلى هذا يمكن تعريف الإحصاء انه علم جمع وتصنيف وعرض وتفسير البيانات العددية والاستقرار وصنع القرارات.

ويقسم الإحصاء إلى فرعين رئيسيين هما:

١- الإحصاء الوصفى ٢- الإحصاء الاستدلالي (الاستنتاجي) .

أولا: الإحصاء الوصفى:

ويستخدم عندما يكون الهدف من البحث وصف الظاهرة التي يدرسها الباحث، ويتميز الإحصاء الوصفي بوفرة وغزارة الأساليب الإحصائية المتاحة له والتي يمكن استخدامها في معالجة البيانات المختلفة في هذا المجال إذ يستطيع الباحث من استحصال عدد من البيانات الرقمية عن ظاهرة من الظواهر أو متغير من المتغيرات مثل مستوى أداء مهارة ضربة الرأس بكرة القدم أو مهارة الإرسال في التنس ومهارة التهديف بكرة السلة أو مقدار القوة لدى مجموعة من اللاعبين وان هذه البيانات يمكن تلخيصها والتعبير عنها بأحد أشكال تعابير النزعة المركزية (متوسط، الوسيط، المنوال) وقد يمتد التعبير عنها إلى استخدام احد المقاييس التشتت (الانحراف المعياري، المدى، الانحراف المتوسط).

وتعتبر المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية والتباين أكثر مقاييس الإحصاء الوصفي أهمية إذ أنها تعتبر الأساس لفهم الإحصاء الاستدلالي (سنتطرق إليها في الفصلين الثاني والثالث).

ثانياً: الإحصاء الاستدلالي (الاستنتاجي):

عندما يريد الباحث تعميم النتائج التي يتوصل إليها في تجربته إلى ابعد من مجموعة الأفراد الذين طبقت عليهم التجربة فانه يحتاج في ظل هذه الحالة إلى استخدام كل من الإحصاء الوصفي والإحصاء الاستدلالي وذلك بان يقوم أولا بتطبيق الإحصاء الوصفي لاستخراج قيم مقاييس النزعة المركزية إذ تعطيه هذه المقاييس وصفا مختصرا للمتغيرات التي يتم قياسها ويكون ذلك في حدود حجم وخصائص مجموعة الأفراد التي استخدمها في تجربة بحثه ومن ثم يطبق الإحصاء الاستدلالي باستخدام المعلومات المأخوذة من العينة لتقدير معلمات المجتمع الأصلى.

وهذا يعني أن الإحصاء الاستدلالي يستخدم البيانات العددية التي يتم التوصل اليها من الإحصاء الوصفي للاستدلال منها على حكم ما أو نتيجة ما فيما يخص المجتمع الأصلى الذي أخذت منه العينة.

استخدام الاحصاء في دراسة المشكلات:

عندما نستخدم الاحصاء في دراسة المشكلات لابد من اتباع الخطوات الاساسية التالية تحديد المشكلة ثم جمع البيانات ثم تحليل البيانات وتفسيرها ثم عرض النتائج كما يلى:

١. تحديد المشكلة :

يحدد الدارس المشكلة محل الدراسة تحديدا دقيقا مع المامه بجميع تلك المشكلة ، صم يقوم بصياغة المشكلة محل البحث في كلمات ومعاني محددة وواضحة تقبل التحليل والدراسة العلمية .

فعلى سبيل المثال: عند حصر عدد الطلاب بمدينة معينة في تاريخ معين فيجب اولا تعريف من هو الطالب هل المقصود كل الطلاب في كل المراحل التعليمية. ام المقصود الطلاب الموجودون بمرحلة تعليمية محددة وهل يتم حصر الطلاب المقيمين بصفة مؤقتة بعيدا عن مدنهم ، لذا يجب تحديد مفردات المشكلة بدقة لان الدراس ان لم يستطيع تحديد البيانات التي سيقوم بجمعها فكيف يبدا في جمع البيانات .

٢. وضع الفروض او التساؤلات:

بعد ان يحدد الدارس المشكلة بدقة ، يضع الفروض لهذه المشكلة ، فالفرض هو " تخمين ذكي لما ستكون عليه النتائج " ، لذا فان تحديد الفروض من البداية تحدد للباحث نوع البيانات الواجب جمعها وبالتالي لا ينشغل الدارس بجمع بيانات ليس لها اهمية بالمشكلة موضوع الدراسة مما يوفر جهد الدارس ووقته وماله .

فتحديد الفروض يحدد نوع البيانات المراد جمعها وطريقة جمع تلك البيانات وفي البحوث الوصفية والمسحية يمكن وضع تساؤلات البحث يحاول الدارس الاجابة عليها .

٣. جمع البيانات:

يجب تواخي الدقة والحرص عند جمع البيانات فصحة النتائج تترتب على صحة البيانات ، ولكي يستطيع الدارس جمع البيانات بدقة وبطريقة صحيحة يجب ان يتعرف على مصادر جمع البيانات واساليب جمع البيانات حيث تتقسم مصادر جمع البيانات الى مصادر مباشرة ومصادر غير مباشرة .

٤. عرض النتائج وتحليل البيانات وتفسيرها:

بعد الحصول البيانات الخام في صورتها الاولية يقوم الدارس بتبويب البيانات وترتيبها وعرضها في صورة تساعد الدارس في التعرف على بعض العلاقات والاستنتاجات الاولية لهذه البيانات.

ثم يستخدم الباحث بعض العمليات الاحصائية المناسبة لتحليل تلك البيانات واختبارها حتى يتمكن من استخلاص النتائج وتفسير تلك البيانات ، ويعتمد استخلاص النتائج على خبرة الدارس في ميدان تخصصه وقدرته العقلية على ادراك العلاقات وتفسيرها بين الظواهر المختلفة .

جمع البيانات:

اولا: انواع البيانات:

تختلف البيانات تبعا لنوع وطبيعة الظاهرة المراد دراستها / وتقسم البيانات الى نوعين اساسبين وهما:

- ١ البيانات الكيفية " الوصفية "
- ٢ البيانات الكمية " العددية "

١. البيانات الكيفية " الوصفية "

يقصد بالبيانات الكيفية البيانات التي تصف الظاهرة ، فقد تكون اسمية مثل نوع الجنس (العراقي – مغربي – يمني – سعودي – عراقي – خليجي – اجنبي) ، او رتبية مثل تحديد الرتبة (جيد – مقبول – جيد جدا) ، أي ان البيانات في هذه الحالة تصف الظاهرة او السمة المراد قياسها .

مثال فيما يلي بيانات مجموعة من الطلاب بالفرقة الاولى في مادة الاحصاء:

(جید جدا – جید – مقبول – جید – مقبول – جید – ممتاز – جید – مقبول)

٢. البيانات الكمية " العددية " :

يقصد بالبيانات الكمية " العددية " الارقام التي تعبر عن الظاهرة موضع القياس مثل درجات الطالب في الامتحان او عدد سنوات الدراسة بالكلية او الطول بالسنتيمتر وتنقسم البيانات العددية الى نوعان هما:

١ – البيانات الكمية المتصلة:

وهي البيانات التي تتكون من اعداد صحيحة واعداد عشرية مصل الطول اوالوزن او العمر او مسافة الوثب الطويل " البيانات التي يمكن ان تكون في قيمها كسور عشرية "

٢ - البيانات الكمية الغير متصلة (المنفصلة):

وهي البيانات التي تتكون من اعداد صحيحة فقط ولا يمكن ان تكون بها كسور ، مثل اعداد افراد الاسرة عدد دول العالم عدد المدن او عدد لاعبي فريق كرة القدم .

ثانيا: مصادر البيانات

يتم الحصول على البيانات من مصدرين اساسيين وهما المصادر غير المباسرة ويطلق عليها المصادر التاريخية والمصادر المباشرة ويطلق عليها مصادر الميدان .

١ - المصادر التاريخية (مصادر غير مباشرة)

يقصد بالمصادر التاريخية الوثائق والمنشورات التي تحتوي على البيانات المرتبطة بالظاهرة محل الدراسة وهي تنقسم لنوعين ، النوع الاول هو المصادر التاريخية الاولية وهذا يعني ان الجهة التي قامت بجمع البيانات هي التي قامت بنشرها (مثل نقارير الاتحادات الرياضية عن نتائجها وتقارير البطولات الخ) . والنوع الثاني هو المصادر التاريخية الثانوية وهي التي تقوم بنشرها جهات غير التي قامت بجمعها .

٢ – مصادر الميدان (مصادر مباشرة)

يتم الحصول على البيانات من مصادر الميدان (المصادر المباشرة) من خلال جمع القائمين على الدراسة البيانات بانفسهم مباشرة من مصادرها الاصلية ، وذلك بملاحظة الظاهرة كما هو الحال في التجارب المعملية ، او الحصول على البيانات من مفردات مجتمع الدراسة الذين لهم اتصال بهذه الظاهرة .

فعلى سبيل المثال اراد دارس جمع البيانات حول نتائج مباريات كرة القدم في الدوري العام خلال موسم ٢٠١٥ :

- ١- اذا جمع البيانات بنفسه من خلال تصميم استمارة ملاحظة وقيامه
 بتسجيل نتائج تلك المباريات تصبح مصادر البيانات مصادر مباشرة .
- ٢- بينما لو حصل الدارس على نتائج المباريات من الوثائق والمنشورات التي يصدرها الاتحاد العراقي لكرة القدم تكون مصادر البيانات في هذه الحالة مصادر غير مباشرة اولية.
- ٣- في حين لو حصل الدارس على البيانات من الصحف والمجلات التي
 تنشر تلك النتائج نقلا عن الاتحاد تكون مصادر غير مباشرة ثانوية .

العلاقة بين المجتمع والعينة:

تتعدد مجتمعات البحث فقد يكون مجتمع البحث صغير يسهل دراسة جميع مفرداته ، مثل طلاب الفرق الاولى باحدى الكليات او المعاهد فهم مجتمع محدود وصغير يسهل حصر جميع مفرداته ، مثل طلاب الفرق الاولى باحدى الكليات او المعاهد فهم مجتمع محدود وصغير يسهل حصر جميع مفرداته مثل طلاب الكليات والمعاهد في الجامعات العراقية ، وقد يكون المجتمع ضخم جدا مثل طلاب الجامعات والمعاهد في العالم يكون من المستحيل دراسة جميع مفرداته .

فمجتمعات البحث اما ان تتكون من مجنمع محدود قد بكون صغير او كبير ولكن يمكن حصر جميع مفرداته والمجتمع المفتوح يكون كبير جدا ويستحيل حصر جميع مفرداته مثل مجتمع الطيور او عدد الاسماك في العالم او عدد الناس على الارض.

ينقسم المجتمع الى:

۱ – مجتمع محدود " يمكن حصر جميع مفرداته "

٢- مجتمع غير محدود " لا يمكن حصر جميع مفرداته "

وفي غالبية الاوقات يصعب دراسة جميع مفردات المجنمع سواء كان محدودا او غير محدود ، لما يتطلبه ذلك من وقت وجهد كبير جدا من الدارسين مما قد يقلل من اهمية النتائج ، حيث تحتاج دراسة جميع طلاب المرحلة الثانوية علة مسنوى جمهورية العراق لفترة زمنية طويلة مما يجعل نتائج الدراسة لا تتفق مع الواقع الحالي ، لذا اتجه الدارسون لدراسة جزء من المجتمع يطلق عليها عينة يتم اختيارها بعناية لتمثل جمبع فئات المجتمع وتكون بها الصفات السائدة في هذا المجتمع بحيث تكون هذه العينة صورة مصغرة لما يوجد بالمجتمع بدقة تتناسب مع دقة اختيار العينة .

طرق اختيار العينات:

يجب اختيار العينة بطريقة علمية دقيقة بحيث تكون ممثلة للمجتمع الذي اختيرت منه حتى نضمن ان تكون النتائج التي نحصل عليها من العينة قريبة جدا من النتائج الاصلية للمجتمع ، حيث ان جودة النتائج الاصلية للمجتمع ، حيث ان جودة النتائج تعتمد على جودة المدخلات ، فاختيار العينة بشكل جيد ومناسب لطبيعة المجتمع والدراسة المراد اجرائها تعطي نتائج اقرب ما يمكن لما هو موجود بالمجتمع ولذا يجب قبل اختيار العينة تحديد مجتمع الدراسة بدقة شديدة حتى نستطيع اختيار العينة بنفس الدقة .

وتوجد طريقتين لاختيار العينات وهما:

- ١ المعاينة الاحتمالية (العشوائية) .
- ٢- المعاينة غير الاحتمالية (العمدية) .

اولا: المعاينة العشوائية (الاحتمالية)

ويتم فيها اختيار افراد العينة بطريقة عشوائية ، حيث تتساوى فرصة كل مفردة من مفردات المجتمع في الظهور بالعينة ، بمعنى احتمال اختيار أي مفردة من المجتمع لتكون بالعينة ، ويتم الاعتماد على الصدفة في اختيار مفردات العينة بشكل اساسى ومن اهم طرق اختيار العينات عشوائيا ما يلى :

- ١ العينة العشوائية البسيطة .
- ٢- العينة العشوائية الطبقية.
- ٣- العينة العشوائية المنتظمة.
- ٤ العينة العشوائية متعددة المراحل (العنقودية) .

١ – العينة العشوائية البسيطة:

تعد طريقة اختيار العينة العشوائية من ابسط طرق اختيار العينات ، حيث تتساوى فرصة كل مفردة من مفردات المجتمع في الظهور بالعينة .

فعلى سبيل المثال:

عند اختيار عينة مكونة من ٤٠ لاعب لتمثل لاعبي الفرق الرياضية بالكلية الرياضية بكلية التربية الرياضية من مجتمع لاعبي الفرق الرياضية بالكلية والذي يتكون من ٢٠٠ لاعب فيمكن اختيار العينة العشوائية البسيطة من خلال اعطاء كل لاعب في المجتمع رقم متسلسل من ١ – ٢٠٠ وتسجيل ذلك على بطاقات ثم خلط البطاقات جيدا ، ثم سحب ٤٠ بطاقة عشوائيا وتكون ارقام البطاقات المسحوبة هي للاعبين الذين تم اختيارهم كعينة عشوائية تمثل المجتمع ، وفي حالة المجتمعات الكبيرة يتم استخدام جدول الاعداد العشوائية في اختيار العينات العشوائية البسيطة وكذلك تسنخدم الحاسبات الالكترونية في ذلك .

٢ - العينة العشوائية الطبقية:

من مشكلات اختيار العينة بالطريقة العشوائية البسيطة انه عندما يتكون المجتمع من فئات او طبقات مختلفة ويتم اختيار العينة بالطريقة العشوائية البسيطة نجد ات العينة المختارة بهذه الطريقة في غالبية الاحيان لا تمثل المجتمع بدقة فنجد ان توزيع فئة في العينة يكون اكبر من فئة اخرى او نجد فئة في المجتمع لا توجد بالعينة ...

فمثلا في المثال السابق قد نجد ان ال ٤٠ لاعب الذين تم اختيارهم كلهم من لاعبي الالعاب الفردية مع ان معظم ال ٢٠٠ لاعب بالكلية من لاعبى الالعاب الجماعية وبالتالى تكون العينة غير ممثلة للمجتمع.

لذا تستخدم هذه الطريقة عندما يتكون المجتمع من طبقات او فئات متجانسة وتختلف نسبة توزيع هذه الفئات بالمجتمع مما يجعلها غير ممثلة للمجتمع لذا نستخدم العينة العشوائية الطبقية وذلك باختيار عينة يتناسب حجم كل طبقة بها بما يوجد بالمجتمع مما يتطلب اجاء مجموعة من الخطوات قبل اختيار العينة بهذه الطريقة .

خطوات اختيار العينة العشوائية الطبقية:

- ١- تحديد عدد كل فئة من فئات المجتمع بدقة .
- ٢- تحديد نسبة كل فئة من فئات المجتمع من العدد الكلي للمجتمع .
 - ٣- تحديد عدد العينة المراد اختيارها.
 - ٤ تحديد نسبة العينة من كل طبقة .
 - ٥- تحديد عدد لعينة التي سيتم اختيارها عشوائيا من كل طبقة .

فعلى سبيل المثالفعلى سبيل المثال

اذا كان مجتمع لاعبي كرة القدم بالكلية يتكون من ٥٠ لاعب منهم ١٠ لاعبين بالدوري الممتاز و١٥ لاعب بالدرجة الاولى و٢٥ لاعب بالدرجة الثالثة ، فهذا المجتمع مكون من ثلاث طبقات وهي :

الطبقة الاولى لاعبي الدوري الممتاز ١٠ لاعبين

الطبقة الثانية لاعبي الدرجة الاولى ١٥ لاعب

الطبقة الثالثة لاعبي الدرجة الثالثة ٢٥ لاعب

المطلوب اختيار عينة مكونة من ٢٠ لاعب تمثل مجتمع لاعبي كرة القدم بالكلية ؟ وعند اختيار العينة لا بد اولا من تحديد نسبة كل طبقة بالمجتمع ثم اختيار نفس النسبة بالعينة كما يلى:

١ - تحديد نسبة كل طبقة بالمجتمع:

نسبة الطبقة الثانية = عدد افراد الفئة
$$\times$$
 ۱۰۰۰ = 0 = \times ۳۰۰ = 0 \times ۳۰۰ = 0 \times ۳۰۰ = 0 عدد افراد المجتمع

نسبة الطبقة الثالثة = عدد افراد الفئة
$$\times$$
 ، ، ۱ = \times . \times عدد افراد المجتمع \times . \times

بعد تحديد نسبة كل طبقة في المجتمع نقوم بتحديد عدد افراد العينة التي سيتم سحبها عشوائيا من كل طبقة كما يلي:

٢- تحديد عدد افراد العينة التي سيتم اختيارها من كل طبقة:

عينة الطبقة الاولى =
$$\frac{1}{2}$$
 نسبة الطبقة $\frac{1}{2}$ × عدد العينة = $\frac{1}{2}$ × ۲۰ كا كاعبين

عينة الطبقة الثانية = نسبة الطبقة × عدد العينة = ٣٠ × ٢٠= ٦ لاعبين

1..

عينة الطبقة الثالثة = نسبة الطبقة × عدد العينة = ٥٠ × ١٠ = ١٠ لاعبين

اختيار العينة من كل طبقة تبعا لعددها ونسبتها عشوائيا:

يتم اختيار ٤ لاعبين عشوائيا من طبقة الدوري الممتاز المكونة من ١٠ لاعبين ،واختيار عدد ٦ لاعبين عشوائيا من طبقة الدرجة الاولى المكونة من ١٥ لاعب .واختيار ١٠ لاعبين عشوائيا من طبقة الدرجة الثالثة المكونة من ٢٥ لاعب .

ليصبح مجموع افراد العينة = ٤ + ٦ + ١٠ = ٢٠

وفي هذه الحالة تكون جميع فئات المجتمع موجودة بالعينة بنفس نسبة تواجدها بالمجتمع الذي تمثله ، مما يجعل العينة ممثلة للمجتمع بدقة .

٣ - العينة العشوائية المنتظمة:

تستخدم هذه الطريقة عندما يكون المجتمع مرتب ومتجانس بشكل معين ، بحيث يكون المجتمع مرتب تصاعديا او تنازليا تبعا لترتيب هذه الصفة بالمجتمع .

فعلى سبيل المثالعندما يكون المجتمع هو طلاب الثانوية العامة وتم ترتيب الطلاب تبعا لمجموعهم في الثانوية

العامة ، فاذا اردنا اخذ عينة ١٠٠٠ طالب تمثل الطلاب الناجحين في الثانوية العامة من المجتمع البالغ عدده ٨٠٠٠٠ طالب نتبع الخطوات التالية :

ا -قسم المجتمع الى فئات متساوية في العدد بحيث يساوي طول الفئة عدد افراد المجتمع على عدد افراد العينة

٢-نقوم باختيار المفردة الاولى من العينة عشوائيا داخل الفئة الاولى

فمثلا يتم اختيار الطالب رقم ٥ في الفئة الاولى ، ثم نقوم تلقائيا بتحديد ترتيب باقي مفردات العينة بحيث نختار الطالب رقم ٨٥ ثم رقم ١٦٥ وذلك من خلال المتوالية التالية :

الطالب الاول رقم $^{\circ}$ ، ثم الطالب الثاني رقم $^{\circ}$ $^{\circ}$ $^{\circ}$ ، ثم الطالب الرابع رقم ثم الطالب الثالث رقم $^{\circ}$ $^{\circ}$

بحيث تكون ارقام افراد العينة هي الطلاب ارقام:

(V9970. , TTO , YEO , 170 , AO , O)

وتمتاز العينة العشوائية المنتظمة بسهولة وبساطة اختيار مفرداتها ولكنها تتطلب توزيع المجتمع بشكل مرتب ومتجانس تبعا لطبيعة الظاهرة المراد دراستها .

٤ - العينة العشوائية متعددة المراحل (العنقودية):

تستخدم عندما يكون مجتمع البحث ضخم جدا ويصعب اختيار عينة تمثل المجتمع باستخدام الطرق السابقة مما يتطلب من الباحث تقييم المجتمع لمجموعات ثم اختيار عدد من هذه المجموعات عشوائيا ، ثم تقديم كل مجموعة من المجموعات المختارة الى فئات ويتم اختيار مجموعة من هذه الفئات عشوائيا ثم اختيار مجموعة من الافراد بكل فئة عشوائيا .

بحيث يمر الاختيار بالمراحل التالية:

- ١- تقسيم المجتمع الى مجموعات.
- ٢- اختيار عدد من هذه المجموعات عشوائيا .
 - ٣- تقسيم المجموعات المختارة الى فئات .
 - ٤ اختيار عدد من هذه الفئات عشوائيا .
- ٥- اختيار عدد من الافراد بكل فئة ليمثل هذه الفئات عشوائيا .
 - ٦- مجموع الافراد المختارة تمثل العينة الممثلة للمجتمع .

على سبيل المثال عندما نختار عينة تمثل الطلاب بالجامعة العراقية

- ١- يتم اولا تحديد عدد الجامعات العراقية ولتكن ١٠ جامعات.
- ٢- ثم اختيار عدد من الجامعات عشوائيا وليكن ٥ جامعات .
- ٣- ثم يتم اختيار من كل جامعة عدد من الكليات عشوائيا وليكن ٤ كليات .

- ٤- ثم يتم اختيار من كل كلية عدد من الطلاب وليكن ١٠٠ طالب يمثلون الكلية .
- ٥- فتصبح عينة البحث ٢٠٠٠ طالب ، عبارة عن ١٠٠ طالب × ٤ كليات × × ٥ جامعات .
- مثال : لو اردنا اختيار مجموعة من لاعبي كرة القدم لتمثل مجتمع كرة القدم بالعراق فسوف نتبع الخطوات التالية :
 - ١ يتم تحديد مناطق كرة القدم بالعراق ولتكن ٣٠ منطقة .
 - ٢- يتم اختيار عينة عشوائية تمثل مناطق كرة القدم بالعراق (١٠ مناطق).
 - ٣- يتم اختيار عدد من الاندية عشوائيا من كل منطقة مختارة (٥ نوادي) .
- ٤- يتم اختيار عدد من اللاعبين عشوائيا من كل نادي مختار (١٠ لاعبين)

نلاحظ مما سبق ان العينة العشوائية متعددة المراحل عبارة عن عينة عشوائية بسيطة ، ولكن يتم اختيار مفرداتها على مراحل لتناسب مع طبيعة المجتمع . ثانيا : العينة العمدية (غير الاحتمالية)

في هذه الطريقة يقوم الدارس باختيار العينة مباشرة ويقصد اعتمادا على خبرته حيث يحل التقدير الشخصي محل العشوائية ، ويجب ان يكون الدارس ملما بخصائص المجتمع حتى يستطيع انتقاء العينة منه .

وتنقسم العينات غير الاحتمالية الى :

- ١ العينة العرضية .
- ٢ العينة الحصصية .
 - ٣ العينة العمدية .

١ – العينة العرضية:

ويقصد بالعينة العرضية العينة الني يختارها الباحث لمجموعة من افراد المجتمع لدراسة ظاهرة ما ، ويختار الباحث هذه العينة لسهولة الوصول اليها وشهولة جمع النتائج منها .

فعلة سبيل المثال عند دراسة اهمية ممارسة الرياضة عند افراد المجتمع العراقي يختار الباحث عينة عرضية من الافراد المحيطين به لسهولة جمع النتائج منهم .

ولكن يعيب هذه الطريقة انها قد لا تمثل المجتمع بشكل كبير وانما تعبر عن افراد هذه العينة فقط ولذا يصعب تعميم نتائجها على المجتمع ، ولكن تكون هذه النتائج خاصة بالعينة فقط .

٢ - العينة الحصصية:

ويتم في هذه العينة اختيار مفردات العينة من طبقات او فئات معينة بالمجتمع ويتم اختيار العينة من هذه الطبقات بالطريقة العمدية المقصودة أي يختار الباحث افراد العينة بنفسه ويقصد ، وقد تتشابه هذه الطريقة مع الطريقة العشوائية الطبقية ولكن الاختلاف في هذه الطريقة ان الباحث يختار المفردات من كل طبقة تبعا لحرية اختياره .

ومن عيوب هذه الطريقة انه قد تعمل على تحيز الباحث لفئة دون اخرى او لمجموعة من الافراد . ولكنها مفيدة في بحوث استطلاع الراي لانها تتم بسرعو وباقل التكاليف .

٣-العينة العمدية:

ويتم في هذه الحالة اختيار مفردات العينة عمديا بحيث تمثل المجتمع الاصلي تمثيلا دقيقا ، حيث يختار الباحث كل مفردة من العينة مع مراعاة ان تمثل العينة المجتمع بدقة ويكون بها جميع خصائص المجتمع ، بحيث يتناسب عدد العينة مع عدد المجتمع .

ملحوظةملحوظة

تختلف طريقة اختيار العينة تبعا لنوع الدراسة المراد اجرائها وطبيعة المجتمع التي ستمثله العينة وكذلك طبيعة البيانات المراد جمعها من العينة ، وكذلك يتناسب حجم العينة مع حجم المجتمع الذي تمثله .

مصادر البيانات الاحصائية:

- 1- النشرات والسجلات: كثيرا ما تهتم المؤسسات والشركات والاتحادات الرياضية واللجان الاولمبية وغيرها من الجهات الرسمية والاعتبارية باصدار نشرات ودوريات تتضمن بيانات عن انشطتها المختلفة ، فعند القيام بدراسات لها علاقة بهذه الانشطة يمكن الاتصال بالجهات المعنية للحصول على البيانات المطلوبة .
- 7- التجارب: التجارب بمختلف انواعها تعتبر من المصادر الرئيسية والهامة في الحصول على البيانات وقذ تكون هذه التجارب في مجالات العلوم الطبيعية او الانسانية او الاجتماعية وغيرها. وفي مجال التربية البدنية والرياضة قد تكون التجارب في الملاعب الرياضية والتي من خلالها نحصل على بيانات موثوق بصحتها يعتمد عليها في البحث العلمي.

- ٣- الاستبياتات: في معظم الدراسات الانسانية والاقتصادية والاجتماعية والنفسية والرياضية يتم الحصول على بيانات في صورة استبيان بالإجابة عن اسئلة معينة تتعلق بموضوع الدراسة. حيث تكون هذه الاسئلة سهلة وواضحة وبسيطة ولا تحتمل التاويل علما ان هذه البيانات لا يمكن الحصول عليها من مصادر اخرى خلاف استمارة الاستبيان.
- 3- التعدادات العامة: تعتبر التعدادات العامة من المصادر الاساسية والهامة للحصول على البيانات الاحصائية مثل تعداد السكان او التعدادات التي تقوم بها اللجنة الاولمبية في دولة من الدول لغرض معرفة اعداد اللاعبين لمختلف الالعاب الرياضية والمستوى الذي وصلت اليه.

الفصل الثاني العرض الجدولي والتمثيل البياني

العرض الجدولي والتمثيل البياني:

عند جمع البيانات الأولية الخاصة بدراسة ظاهرة ما فانه عادة لايمكن الاستفادة منها وهي بهذه الصورة ، لذلك فغالبا ما توضع في جداول مبسطة أو يعبر عنها في صورة أشكال ورسوم بيانية لكي يسهل دراستها وتحليلها.

اولا: العرض الجدولى:

هناك نوعان من الجداول الإحصائية هما:

1- الجدول البسيط: وهو الجدول الذي توزع فيه البيانات حسب صفة واحدة ويتألف عادة من عمودين الأول يمثل تقسيمات الصفة أو الظاهرة إلى فئات أو مجموعات والثاني يبين عدد المفردات التابعة لكل فئة أو مجموعة مثل الجدول (١).

جدول (۱) يبين توزيع عدد من طلبة جامعة ما حسب أوزانهم بال (كغم)

عدد الطلبة	فئات الوزن بال (كغم)
٥	٦٢ – ٦٠
10	٦٥ – ٦٣
£0	٦٨ — ٦٦
**	٧١ – ٦٩
٨	V £ — V Y
١	المجموع

٢- الجدول المركب: وهو الجدول الذي توزع فيه البيانات حسب صفتين أو ظاهرتين أو اكثر في نفس الوقت، فمثلا الجدول المزدوج لصفتين يتألف من:

الصفوف: وتمثل فئات أو مجاميع إحدى الصفتين.

والأعمدة: وتمثل فئات أو مجاميع الصفة الأخرى.

أما المربعات التي تقابل الصفوف والأعمدة فتحتوي على عدد المفردات أو التكرارات المشتركة في فئات ومجاميع كلا الصفتين ، والجدول (٢) يبين ذلك .

جدول (٢) يبين توزيع عدد من طلبة كلية التربية الرياضية حسب صفتي الطول والوزن

المجموع	۸٠ - ۲۱	٧٠ – ٦١	7 01	الوزن (كغم)
				الطول (سم)
٣.	£	٦	۲.	1 : 1 7 1
٥٢	١.	٤.	۲	17 111
١٨	١.	٦	۲	14 171
1	Y £	٥٢	Y £	المجموع

وسنشرح الآن بالتفصيل كيفية إنشاء أو تكوين جدول التوزيع التكراري ، وهو جدول بسيط يتكون من عمودين الأول وتقسم فيه قيم المتغير إلى أقسام ومجموعات تدعى بالفئات والثاني يبين مفردات كل فئة ويسمى بالتكرار كما في جدول (١).

تعاریف مهمة:

- الفئات: وهي المجاميع التي قسمت إليها قيم المتغير.
- حدود الفئات: لكل فئة حدان حقيقيان ، حد أدنى حقيقي وحد أعلى
 حقيقي .
- طول الفئة: وهو مقدار المدى بين حدين الفئة ، ويستحسن أن تكون
 أطوال الفئات متساوية لتسهيل العمليات الحسابية .
- مركز الفئة: لكل فئة مركز هو عبارة عن منتصف المدى بين حدي
 الفئة الأدنى والأعلى
- تكرار الفئة: وهي عدد المفردات أو القيم التي تقع في مدى تلك الفئة
 ، وان مجموع التكرارات يجب أن يكون دائما مساويا للعدد الكلي
 لقيم الظاهرة .

وجدول (٣) يوضح ما سبق شرحه بالتفصيل

جدول (٣) التوزيع التكراري لدرجات ٨٠ طالب في مادة الإحصاء مبينا فيه الحدود الحقيقية ومراكز الفئات:

التكرار	مركز الفئة	الحدود الحقيقية للفئات	الفئات	Ü
1	٣٥.٥	٤٠.٥ – ٣٠.٥	٤٠ - ٣١	١
۲	\$0.0	0 · . 0 — £ · . 0	٥. – ٤١	۲
٥	00.0	٦٠.٥ – ٥٠.٥	٦٠ - ٥١	٣
10	70.0	٧٠.٥ – ٦٠.٥	٧٠ - ٦١	٤
70	٧٥.٥	۸۰.۰ – ۷۰.۰	۸٠-٧١	0
۲.	٨٥.٥	٩٠.٥ — ٨٠.٥	9 1	7
١٢	90.0	10 - 90	1 91	٧
۸٠			المجموع	

خذ مثلا الفئة الرابعة = (۲۰ – ۲۰) :

فالحد الأدنى للفئة الرابعة ٦١ ، والحد الأعلى للفئة الرابعة ٧٠ وطول الفئة الرابعة يمكن حسابه من خلال:

٤- طول الفئة = الفرق بين الحدين الأدنى (أو الأعلى) الحقيقيين لفئتين
 متتاليتين

الفرق بين الحدين الحقيقيين الأدنى = 0.0 - 0.0 - 0.0 الفرق بين الحدين الحقيقيين الأعلى = 0.0 - 0.0 - 0.0

٥- طول الفئة = الفرق بين مركزي فئتين متتاليتين = ٧٥٠٥ - ٢٥٠٥ = ١٠
 الحدود الحقيقية للفئات: يمكن حساب الحدود الحقيقية لأي فئة بإحدى الطرق الآتية:

١- الحد الحقيقي الأدنى لأي فئة = مركز تلك الفئة - نصف طول تلك الفئة.

الحد الحقيقي الأعلى لأي فئة = مركز تلك الفئة + نصف طول تلك الفئة فالحد الحقيقي الأدنى للفئة الرابعة = مركز الفئة الرابعة -1 (طول الفئة الرابعة)

 $7.0 = (1.)^{1/2} - 70.0 =$

أما فالحد الحقيقي الأعلى للفئة الرابعة = مركز الفئة الرابعة +

(طول الفئة الرابعة) $\frac{1}{2}$

 $\forall ... = () \cdot) \frac{1}{2} + 70.0 =$

۲

۲

الحد الأعلى للفئة + الحد الأدنى للفئة اللاحقة الحد الحقيقي الأعلى لأي فئة =

مركز الفئة: وتحسب بإحدى الطريقتين الآتيتين:

• الجداول التكرارية:

كيفية وضع البيانات في جدول تكراري ؟

- لإنشاء جدول تكراري يجب اتباع الخطوات الآتية :
 - ١ استخراج مدى المتغير .
 - ٢ اختيار وتحديد عدد الفئات.
 - ٣ إيجاد طول الفئة .
 - ٤ كتابة حدود الفئات .
 - ٥ استخراج عدد التكرارات لكل فئة .

مثال: القيم التالية تمثل درجات ٨٠ طالب في مادة الإحصاء، المطلوب إنشاء جدول تكراري لهذه الدرجات.

- 7° 7. A. AV 9A A1 VE EA V9 A.
- AA AT AT YE AI OT TO 97 Y. YI
- Y. AT AT 97 TO 01 AO TA YY
- 77 7. 78 87 88 88 88 88 88 88 88
- AA IV VO IV VY 9. VI VI 9Y 9W
- V9 A9 A1 AA 91 9V VY 71 A. 91
- VO 77 VV VI 09 A. 90 99 V. VE

الحل: نتبع الخطوات التالية:

١ – استخراج المدى:

المدى = اعلى قيمة - اقل قيمة = ٩٩ - ٣٥ = ٦٤

٢ - اختيار وتحديد عدد الفئات: سنختار عدد الفئات اختيارا على ان لاتقل
 عن خمسة ولاتزيد عن خمسة عشر فئة وذلك تبعا لطبيعة البيانات وعدد
 مفرداتها ومدى التغير فيها .

ولنفرض اننا اخترنا ٧ فئات .

٣ - ايجاد طول الفئة: يجب ان لايقل طول الفئة عن مدى التغير مقسمة
 على عدد الفئات ومقربة الى اقرب عدد صحيح اكبر

المدي

طول الفئة = 4.١٤ = ٧ / ٦٤ = ...

عدد الفئات

ويفضل ان يكون (۱۰) .

٤ – كتابة حدود الفئات: يجب كنابة حدود الفئات بحيث ان جميع قيم المتغير
 تقع بين الحد الادنى للفئة الاولى والحد الاعلى للفئة الاخيرة.

ويستحسن ان نبدا بكتابة الحد الادنى للفئة الاولى بقيمة اصغر رقم او اقل من ذلك بقليل وتنتهى بالحد الاعلى بقيمة اكبر قيمة او اكثر من ذلك بقليل .

فمثلا اصغر قيمة من قيم الدرجات هي ٣٥ لذا فمن الممكن ان يكون الرقم ٣١ يمثل الحد الادنى للفئة الاولى ، وبما ان طول الفئة هو ١٠ لذا يكون حدي الفئة الاولى هما (٣١ – ٤٠) بينما الفئة السابعة والاخيرة هي (٣١ – ٤٠) .

استخراج عدد التكرارات: ويتم ذلك بتسجيل القيم الاصلية واحدة بعد الاخرى في الفئة الخاصة به على شكل ارقام كما مبين بالجدول (٤).

جدول (٤) يبين التوزيع التكراري لدرجات ٨٠ طالب في مادة الإحصاء

التكرار	الفئات
١	٤٠ – ٣١
۲	o £1
٥	۲۰ – ۱۰
10	٧٠ – ٦١
۲٥	A - Y 1
۲.	۹ ۰ – ۸۱
١٢	99 - 91
۸۰	المجموع

هذا ويجب التأكد بان المجموع الكلي للتكرارات يساوي العدد الكلي لقيم المتغير. جدول التوزيع التكراري النسبي: وهو جدول يبين الاهمية النسبية لكل فئة، ويحسب التكرار النسبي لكل فئة بالطريقة الاتية:

تكرار الفئة الرابعة

وعادة يوضع التكرار النسبي كنسبة مئوية وذلك بضرب كل تكرار نسبي \times 100 % ،كما مبين في جدول (\circ) .

جدول (٥)

	· ,		
التكرار المئوي	التكرار النسبي	التكرار	الفئات
1.70	170	1	٤٠ - ٣١
۲.٥٠		۲	0 11
7.70	٦٢٥	٥	٦٠ - ٥١
14.40	1840	10	٧٠ – ٦١
٣١.٢٥	٠.٣١٢٥	١٢	۸· - ۷۱
۲٥.٠٠		۲.	۹ ۰ – ۸۱
10	10	17	99 - 91
1	1	۸٠	المجموع

التوزيعات المتجمعة: يبين جدول التوزيع التكراري العادي الذي سبق شرحه توزيع قيم المتغير على الفئات المختلفة، ولكن في بعض الاحيان يكون هناك حاجة الى معرفة عدد القيم او المفردات التي تقل او تزيد عن قيمة معينة، والجداول التي تمثل ذلك تدعى بالجداول التكرارية المتجمعة، وهناك نوعان من هذه الجداول هي:

١ – جدول التوزيع التكراري التجميعي التصاعدي:

وهو الجدول الذي يعطينا عدد المفردات التي تقل قيمتها عن الحد الادنى لفئة معينة ويتكون من عمودين .

العمود الاول: نكتب فيه حدود الفئات كما موضح في جدول (٦).

العمود الثاني: نكتب فيه التكرار التجميعي التصاعدي كما ياتي:

تكرار ماقبل الفئة الاولى = صفر

تكرار الفئة الاولى = ك ١

تكرار الفئة الثانية = ك ١ + ك ٢

تكرار الفئة الثالثة = ك ١ + ك ٢ + ك ٣

وهكذا بحيث ان التكرار التجميعي التصاعدي للفئة الاخيرة = مجموع التكرارات.

جدول (٦)

يبين التوزيع التكراري التجميعي التصاعدي لدرجات الطلاب

التكرار التجميعي التصاعدي	حدود الفئات
صفر	اقل من ۳۱
1	اقل من ٤١
٣	اقل من ٥١
٨	اقل من ٦١

7 4	اقل من ۷۱
٤٨	اقل من ۸۱
٦٨	اقل من ۹۱
۸۰	اقل من ۱۰۱

٢ - جدول التوزيع التكراري التجميعي التنازلي:

وهو الجدول الذي يعطينا عدد المفردات التي تزيد قيمتها عن الحد الادنى لفئة معينة ويتكون من عمودين .

العمود الاول: نكتب فيه حدود الفئات.

العمود الثاني: نكتب فيه التكرار التجميعي التنازلي كما ياتي:

تكرار الفئة الاولى = مجموع التكرارات

تكرار الفئة الثانية = مجموع ك - ك ١

تكرار الفئة الثالثة = مج ك - ك ١ - ك ٢

وهكذا كما موضح في جدول (٧).

جدول(٧)

يبين التوزيع التكراري التجميعي التنازلي لدرجات الطلاب

التكرار التجميعي التنازلي	حدود الفئات
۸۰	٣١ فأكثر
٧٩	١ ٤ فأكثر
٧٧	۱ ه فأكثر
٧ ٢	٦٦ فأكثر
٥٧	۷۱ فأكثر

77	۸۱ فأكثر
١٢	۹۹ فأكثر
صفر	۱۰۱ فأكثر

أمثلة للحل:

(١) الجدول التالي يبين التوزيع التكراري لدرجات الطلاب في مادة كرة السلة:

التكرار	فئات الدرجات
٨	79 - 7.
١.	٤٩ — ٤٠
١٦	09 — 0.
١ ٤	٦٩ — ٦٠
١.	V9 — V•
٥	۸۹ — ۸۰
۲	99 - 9.
٦٥	المجموع

والمطلوب ايجاد قيمة كل مما يلي:

١ – الحد الادنى للفئة السادسة . ٢ – الحد الاعلى للفئة الرابعة . ٣ – مركز
 الفئة الخامسة .

ع - طول الفئة الخامسة . ٥ - تكرار الفئة الثالثة . ٦ - التكرار النسبي للفئة الرابعة .

(٢): اكمل جدول التوزيع التكراري التالي:

التكرار	التكرار	التكرار	الحسدود	مرکـــــز	الفئات
المئوي	النسبي		الحقيقية	الفئات	
		۲		ź	
		٥		٩	
		١.		١٤	
		40		19	
		٨		۲ ٤	
		٥,			المجموع

ثانيا: التمثيل البياني:

ان الرسوم والصور والاشكال الهندسية ماهي الا تعبير وتوضيح للبيانات بطريقة جذابة وسهلة وفعالة تساعد القارىء على فهم واستيعاب قيم الظاهرة ومقارنتها مع بعضها .

ووسائل التمثيل البياني كثيرة ومتنوعة وسنكتفي هنا بشح العرض البياني للتوزيعات التكرارية فقط ، وعادة نخصص المحور الافقي او الاحداثي السيني لتمثل قيم او فئات المتغير بينما نخصص

المحور العمودي الاحداثي الصادي لتمثل تكرارات هذا المتغير ويجب دائما ان يبدا تدريج المحور العمودي من الصفر.

١ – التمثيل البياني لجدول التوزيع التكراري:

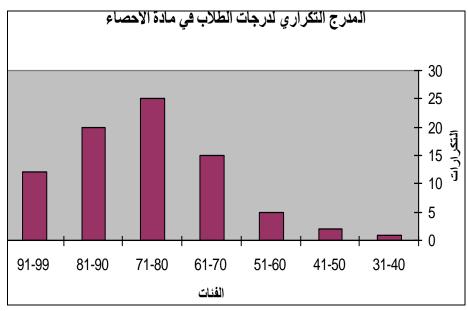
أ : المدرج التكراري : وهو عبارة عن مستطيلات رأسية تمتد قواعدها على المحور الأفقى لتمثل أطوال الفئات بينما ارتفاعاتها تمثل تكرارات الفئات .

ولرسم المدرج التكراري نتبع مايلي:

- ١. رسم المحور الأفقى والعمودي .
- ٢. تدريج المحور الأفقي إلى أقسام متساوية بمقياس رسم مناسب بحيث يشمل جميع الحدود الحقيقية للفئات ويفضل ترك مسافة صغيرة بين نقطة

الصفر والحد الأدنى للفئة الأولى ، ويقسم المحور العمودي الى اقسام متساوي بحيث تشمل على اكبر التكرارات .

٣. يرسم على كل فئة مستطيلا رأسيا تمثل قاعدته طول تلك الفئة وارتفاعه
 تمثل تكرار تلك الفئة ،والشكل(١) يمثل المدرج التكراري لجدول (٤) .



شكل (١) المدرج التكراري لدرجات الطلاب في مادة الإحصاء

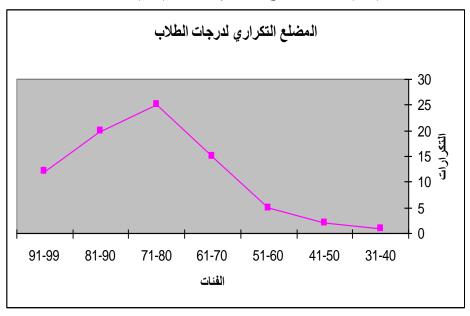
ب - المضلع التكراري: وهو عبارة عن خطوط متكسرة تصل بين نقاط كل منها واقعة فوق مركزفئة على ارتفاع يمثل تكرار تلك الفئة ، وعادة يقفل المضلع بان نصل بداية المضلع بالمحور الافقي بمركز فئة (خيالية) واقعة الى يمين اخر فئة

تكرارها صفرا وبذلك تكون مساحة المضلع التكراري مساوية لمساحة المدرج التكراري .

ولرسم المضلع التكراري نتبع الخطوات الاتية:

- ١. رسم المحور الافقى والعمودي .
- ٢. تدريج المحور الافقي الى اقسام متساوية بمقياس رسم مناسب بحيث يشمل جميع الحدود الحقيقية للفئات ويفضل ترك مسافة صغيرة بين نقطة الصفر والحد الادنى للفئة الاولى ، ويقسم المحور العمودي الى اقسام متساوي بحيث تشمل على اكبر التكرارات .
 - ٣. وضع نقطة امام مركز كل فئة ارتفاعها يعادل تكرار تلك الفئة .
 - ٤. توصيل تلك النقاط بخطوط مستقيمة.

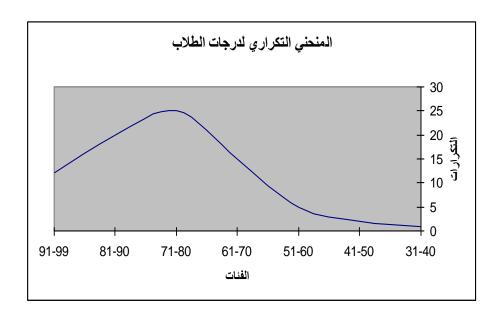
والشكل (۲) يمثل المضلع التكراري لجدول (٤) .



شكل (٢) المضلع التكراري لدرجات الطلاب في مادة الاحصاء

ج – المنحني التكراري: وهو عبارة عن منحني يمر بمعظم النقاط الواقعة على مراكز الفئات والتي ارتفاعها يمثل تكرارات تلك الفئات.

وعادة يقفل المنحني التكراري بان نصل بدايته بالحد الادنى للفئة الاولى ونهايته بالحد الاعلى للفئة الاخيرة وتكون مساحة المنحني مكافئة وليست مساوية للمضلع التكراري. كما في شكل (٣).



شكل (٣) المنحني التكراري لدرجات الطلاب في مادة الإحصاء

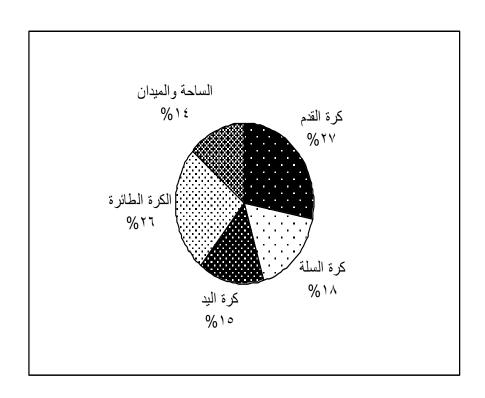
د – الدائرة البيانية : تعتبر الدائرة البيانية من اكثر الاشكال استخداما لعرض البيانات الجدولية ، اذ يعتمد هذا الشكل على تقسيم الدائرة الى اجزاء تفصيلية يدل

كل جزء منها على نسبة معينة داخل الدائرة ، أي كم تمثل هذه النسبة من درجات (كون ان الدائرة مكونة من ٣٦٠ درجة) ولاستخراجها نستخدم قانون النسبة المئوية مضروبا في ٣٦٠.

مثال: يكون طلبة المرحلة الرابعة (الاختصاص) في كلية التربية الرياضية - ديالي من (١٢٥) طالبا موزعين على الاختصاصات الاتية:

العدد	الاختصاص
40	كرة القدم
77	كرة السلة
19	كرة اليد
47	الكرة الطائرة
١٧	الساحة والميدان

المطلوب رسم الشكل البياني بواسطة الدائرة البيانية؟ الحل : نجد نسبة مايمثله كل اختصاص داخل الدائرة من خلال تطبيق القانون السابق وهو : (شكل ٤) .



شكل (٤) يبين الدائرة البيانية لعدد طلاب الاختصاص

الفصل الثالث مقاييس النزعة المركزية

مقاييس النزعة المركزية:

يقصد بمقاييس النزعة المركزية بأنها عبارة عن قيم كمية ذات موقع مركزي، تمثل أو تصف مجموعة من البيانات عن ظاهرة معينة وتظهر معالمها الأساسية، أو هي تلك المقاييس التي تبحث في تقدير قيمة تتمركز حولها أغلبية هذه البيانات (وهي رقم واحد يعبر عن أو يمثل جميع بيانات تلك المجموعة) ، وهي شائعة الاستعمال والتداول ، ويعبر عنها دائما بأنها القيم التي تعبر عن سلوك الظواهر المختلفة ولذلك يهتم الباحثون بدراستها .

واهم مقاييس النزعة المركزية في مجال التربية الرياضية استخداما هي:

- 1. الوسط الحسابي (المتوسط).
 - ٢. الوسيط.
 - ٣. المنوال.

أولا: أ/ الوسط الحسابي (من بيانات غير مبوبة).

الوسط الحسابي أو المتوسط لقيم ما، هو القيمة الناتجة من قسمة مجموع تلك القيم على عددها ويرمز له بالرمز (m-).

ويمكن حسابه بالطرق الآتية:

(أ) من بيانات غير مبوبة: إذا كانت لدينا مجموعة من القيم (ن) فان الوسط الحسابي لها هو:

ن

مثال: جد الوسط الحسابي لمجموعة القيم الآتية: ۷ ، ۲ ، ۲۲ ، ۲۲ ، ۲۲ ، ۲۲ ، ۲۲

الحل:

$$1. = \frac{17 + 7 + 77 + 17 + 10 + 10 + 17}{} = -0$$

٨

(ب) الوسط الحسابي (من بيانات مبوية):

إذا كان لدينا جدول توزيع تكراري مبين فيه الفئات وتكراراتها فان

مج ك

إذ أن: مج س ك : يعني المجموع الكلي لحاصل ضرب كل تكرار في مركز فئته.

مج ك : يعني المجموع الكلي للتكرارات .

أما خطوات إيجاد الوسط الحسابي في البيانات المبوبة هي:

١. تعيين مراكز الفئات .

٢. ضرب مركز كل فئة بمقدار تكرارها .

٣. قسمة مجموع حاصل (ضرب مركز كل فئة × تكرارها) على مجموع التكرارات.

مثال: استخرج الوسط الحسابي من الجدول التكراري الآتي:

عدد الطلبة	فئات الوزن بال (كغم)
٥	77 - 7.
10	٦٥ - ٦٣
٤٥	٦٨ — ٦٦
**	V1 - 79
٨	V £ — V Y

١	المجموع
---	---------

الحل: عين مركز الفئات ثم اضرب مركز كل فئة في تكرارها كما في الجدول (A) أدناه:

التكرار × مركز الفئة	مركز الفئة	عدد الطلبة	فئات الوزن بال(كغم)
٣.٥	٦١	٥	٦٢ — ٦٠
97.	٦٤	10	٦٥ – ٦٣
٣.١٥	٦٧	٤٥	٦٨ — ٦٦
119.	٧.	77	V1 — 79
0,15	٧٣	٨	V £ - V Y
7705		١	المجموع

مميزات الوسط الحسابي:

- ١. هو المقياس الوحيد بين مقاييس النزعة المركزية التي تعتمد قيمته على قيم جميع البيانات .
- الوسط الحسابي فكرته سهلة وواضحة ويمكن حسابه بسهولة ودقة أكثر من غيره.

- ٣. إن قانون الوسط الحسابي يمكن معالجته جبريا وتحويله من صورة إلى أخرى واستتباط أشكال رياضية مفيدة من جراء ذلك على عكس المتوسطات الأخرى التي لاتتوفر في قوانينها هذه الخاصية.
 - ٤. المتوسط الحسابي أكثر ثباتا من المتوسطات الأخرى.
- و. لا تتأثر قيمته كثيرا في حالة إعادة تنظيم الجدول للتوزيع التكراري،أي في حالة توزيع المشاهدات على فئات جديدة مغايرة في أطوالها للفئات الأصلية

عيوب الوسط الحسابى:

- ١. يتأثر بالقيم المتطرفة .
- ٢. لا يصلح لتمثيل البيانات المبوبة والتي تحتوي على فئات مفتوحة ، لان مراكز هذه الفئات يصعب تحديدها .
- ٣. لا يصلح المتوسط الحسابي لتمثيل البيانات الإحصائية المبوبة والتي تتوزع قيمها دون انتظام على الفئات المختلفة.
 - ٤. لا يمكن إيجاده بالطرائق البيانية .

ج /الوسط الحسابي المرجح " الموزون ":

عند حساب الوسط الحسابي كنا نعطي جميع القيم الاهمية نفسها وبالتالي نجمعها ونقسمها على عددها ، ولكن في بعض الاحيان تكون لبعض القيم اهمية تزيد او تنقص عن اهمية القيم الاخرى ، فعندئذ لا نعامل جميع القيم نفس المعاملة ، بل تكرر كل قيمة عددا من المرات حسب اهميتها .

أي نرجح كل قيمة بوزن يتناسب مع اهميتها فاذا فرضنا ان لدينا القيم التالية:

س ۱ ، س۲ ، س۳ س ن

وكانت اهمية كل قيمة تتناسب مع الاوزان التالية:

و۱، و۲، و۳ ون

فيحسب الوسط الحسابي المرجح عن طريق جمع حاصل ضرب كل قيمة في وزنها وقسمة حاصل الجمع على مجموع الاوزان وذلك كما يلى:

الوسط الحسابي المرجح = $\frac{1}{2}$ و 1 س 1 + و 2 س 7 + و 3 س 7 + و ن س ن

و١ + و٢ + و٣ + + ون

وللاختصار يكون:

س' = مج س <u>و</u>

مج و

نلاحظ في الامثلة السابقة لايجاد الوسط الحسابي البسيط كانت القيم متعادلة في الاهمية ، ولكن نفترض ان القيمة س١ تكررت ك١ مرة والقيمة س٣ تكررت ك٣ وهكذا .

وان ك 1 و ك 7 و ك 7 غير متساوية هل يحسب الوسط الحسابي بالطرق السابقة نفسها ? لا شك ان استعمال الطريقة نفسها يجعلنا نحصل على قيمة مضللة بعض الشئ اذ انه يجب ان يؤخذ عدد مرات تكرار كل قيمة في حسابنا حتى نحصل على وسط حسابي غير مضلل ? ان عدد مرات تكرار القيم يدل على اهميتها ولذلك نسميها الاوزان والوسط الحسابي لهذا النوع من القيم نسميه الوسط الحسابي المرجح حيث اننا نرجح كل قيمة بوزنها الذي يدل على اهميتها والوسط المحسوب بهذه الطريقة يتوفر فيه كذلك الخاصيتان التي سبق الاشارة اليهما . حيث اننا في الواقع لم نغير شيئا في طريقة الحساب اذ بدل ان نكرر س ١ جمعا و ١ مرة ضربناها في ك ١ و كذلك بدل ان نكرر س ٢ جمعا ك ١ مرة ضربناها في العدد الكلى للقيم الموجودة في البسط .

مثال:

نفرض ان (۱۰۰۰) مدرب يحصل كل منهم على اجر (٥) دنانير ، وان (۱۰۰) مدربين يحصل كل منهم على اجر (۱۰۰۱) دينار اذا حسبنا الوسط الحسابي كالاتى :

نلاحظ انه قيمة مضللة حيث ان معظم المدربين يتقاضون في الواقع اجرا لا يزيد عن خمسة دنانير ولكن بحساب الوسط الحسابي المرجح:

و هو اجر قريب جدا من اجر غالبية المدربين.

مثال: في ثلاث العاب رياضية يوجد عدد مختلف من اللاعبين على التوالي ٢٠ – ٢٥ – ٣٠ وان معدل اوزان اللاعبين بالكيلوغرام كانت على التوالي ٢٤ – ٢١ – ٥٨ المطلوب ايجاد الوسط الحسابي المرجح لاوزان جميع اللاعبين في الالعاب الرياضية الثلاثة ؟

الحل:

$$w' = \frac{w \cdot 1 \cdot e \cdot 1 + w \cdot 7 \cdot e^{\gamma}}{e \cdot 1 \cdot e \cdot 1 \cdot e^{\gamma}}$$

$$e \cdot 1 \cdot e \cdot 1 \cdot e^{\gamma}$$

$$e \cdot 1 \cdot e \cdot 1 \cdot e^{\gamma}$$

$$e \cdot 1 \cdot e \cdot 1 \cdot e^{\gamma}$$

$$e \cdot 1 \cdot e \cdot 1 \cdot e^{\gamma}$$

$$e \cdot 1 \cdot e \cdot 1 \cdot e^{\gamma}$$

$$e \cdot 1 \cdot e \cdot 1 \cdot e^{\gamma}$$

$$e \cdot 1 \cdot e \cdot 1 \cdot e^{\gamma}$$

$$e \cdot 1 \cdot e \cdot 1 \cdot e^{\gamma}$$

$$e \cdot 1 \cdot e \cdot 1 \cdot e^{\gamma}$$

$$e \cdot 1 \cdot e \cdot 1 \cdot e^{\gamma}$$

$$e \cdot 1 \cdot e \cdot 1 \cdot e^{\gamma}$$

$$e \cdot 1 \cdot e \cdot 1 \cdot e^{\gamma}$$

$$e \cdot 1 \cdot e \cdot 1 \cdot e^{\gamma}$$

$$e \cdot 1 \cdot e \cdot 1 \cdot e^{\gamma}$$

$$e \cdot 1 \cdot e \cdot 1 \cdot e^{\gamma}$$

$$e \cdot 1 \cdot e \cdot 1 \cdot e^{\gamma}$$

$$e \cdot 1 \cdot e \cdot 1 \cdot e^{\gamma}$$

$$e \cdot 1 \cdot e \cdot 1 \cdot e^{\gamma}$$

$$e \cdot 1 \cdot e \cdot 1 \cdot e^{\gamma}$$

$$e \cdot 1 \cdot e \cdot 1 \cdot e^{\gamma}$$

$$e \cdot 1 \cdot e \cdot 1 \cdot e^{\gamma}$$

$$e \cdot 1 \cdot e \cdot 1 \cdot e^{\gamma}$$

$$e \cdot 1 \cdot e \cdot 1 \cdot e^{\gamma}$$

س' = ۹.۲ = کغم

ايجاد الوسط الحسابي المرجح في حالة وجود نسبة مئوية :

مثال :وجه سؤال الى (١٠٠٠) طالب من جامعة بغداد ، فيما اذا كانوا يمارسون الرياضة بشكل منتظم فاجاب (٤٠ %) منهم بالايجاب ، كما وجه السؤال نفسه الى طالبات من الجامعة نفسها والبالغ عددهن (٣٠٠) طالبة ، فكانت الاجابة (٢٥ %) منهن ايجابية ، المطلوب : معرفة النسبة المئوية لاجابة جميع الطلبة .

$$m' \text{ llad, ess} = \frac{m \cdot e \cdot l + m \cdot e \cdot r}{e \cdot l}$$

$$e \cdot l + e \cdot r$$

حيث تشير كل من س١ و س٢ الى النسبة المئوية وتشير و١، و٢ الى افراد المجموعة من الجنسين (الاوزان).

 $w' = \frac{(7.5 \times 1.00) + (7.00)}{(1.000)} = 30.77$ % النسبة المئوية المطلوبة

T . . + 1 . . .

ومما يذكر هنا ان النتيجة توضح بان النسبة الكبيرة للرجال اثرت بشكل ملحوظ على النتيجة النهائية ، وبهذا فاننا نستخدم الوسط الحسابي المرجح " الموزون " عندما تكون لدينا معطيات تصاحبها مقادير لا نستطيع اعتبارها تكرارات . أي اذا كان للمعطيات اوزان – اهمية نسبية – مختلفة فانه يجب ان يؤخذ ذلك في الاعتبار مع اتباع المفهوم السابق نفسه للوسط الحسابي .

ثانيا: الوسيط.

يعرف الوسيط بأنه القيمة التي تقع وسط مجموعة من القيم المرتبة ترتيبا تصاعديا أو تتازليا ، إذ أن القيمة التي تقع في الوسط تكون في بعض التوزيعات قريبة من أكثر القيم التي تتشر حولها ولذلك فهي قيمة ممثلة لأغلب القيم وهي الوظيفة التي تؤديها المتوسطات .

ويمكن حسابه بالطرق الآتية:

(أ) من بيانات غير مبوية: يستخرج الوسيط من البيانات الغير مبوبة كما يلي:

أي أن الوسيط = مجموع الدرجتين اللتين تتوسطان الدرجات مقسوما على اثنين. مثال : حصل (٩) لاعبين على التكرارات الآتية في اختبار الجلوس من وضع الاستلقاء على الظهر خلال مدة (٣٠) ثانية ، المطلوب إيجاد الوسيط ؟ الحل: نرتب البيانات تصاعديا أو تتازليا، ثم نطبق قانون الوسيط: وبما أن عدد الأرقام فردي :

إذن الوسيط = ٢٢ لأنه يقابل التسلسل الخامس.

ولو أضفنا تكرار لاعب آخر وليكن (٢٧) فيكون الوسيط الدرجتين ٢٢ + ٢٣ مقسوما على اثنين، ويساوي (٢٢.٥) .

(ب) من بيانات مبوية: إذا كان لدينا جدول توزيع تكراري مبين فيه الفئات وتكراراتها فان

إذ أن:

ح أ: هو الحد الأدنى للفئة الوسطية .

ت و: هو ترتیب الوسیط.

ك ص س : هو التكرار المتجمع الصاعد السابق لترتيب الوسيط .

ك و: هو تكرار الفئة الوسيطية.

ط ف: هو طول الفئة.

۲

مثال : من جدول التوزيع التكراري الآتي ، جد الوسيط ؟

التكرار المتجمع الصاعد	التكرار	الفئات
٣	٣	۹ – ٥
٨	٥	1 £ - 1 .
١٦	٨	19 - 10
77	١.	Y £ - Y •
£ £	١٨	79 - 70
71	١٧	٣٤ - ٣٠
٧٢	11	٣٩ – ٣٥
۸١	٩	£ £ - £ .
٨٨	٧	٤٩ — ٤٥
	۸۸	المجموع

تكرار الوسيط = ١٨٨ ٢ = ٤٤

الوسيط = ٢٥ + ٢٥ الوسيط

١٨

مميزات الوسيط:

- ١. لايتأثر بالقيم المتطرفة أو الشاذة .
- ٢. لا يعتمد في حسابه على مراكز الفئات وإنما على تكرارها فقط.
 - ٣. لاتتأثر قيمته كثيرا في حالة إعادة تنظيم التوزيع التكراري .

عيوب الوسيط:

- 1. لا يعتمد الوسيط في حسابه على جميع القيم الواردة في التوزيع، بل على بعضها فقط.
- ٢. في حالة اخذ عدة عينات من المجتمع الواحد نفسه لدراسة ظاهرة معينة
 فان قيم الوسيط في كل منها تكون أكثر تغايرا من المتوسط.
- ٣. ثالثا: الوسيط لإعطاء فكرة عن النزعة المركزية في حالة كون أغلبية البيانات مجتمعة في فئات متباعدة عن بعضها نسبيا، كما ذكر في حالة الوسط الحسابي أيضا.

ثالثا: المنوال

هو القيمة الأكثر تكرارا أو بمعنى أخر هو القيمة الأكثر شيوعا ، والفئة المنوالية هي الفئة التي تضم اكبر تكرارات وتكون هناك فئة سابقة لها وفئة لاحقة . ويمكن حسابه بالطرق الآتية :

(أ) من البيانات الغير مبوية: لحساب المنوال نقوم بترتيب القيم تتازليا أو تصاعديا، ثم نحدد بعد ذلك القيمة الأكثر تكرارا.

(
$$\xi - 1 - 7 - \lambda - V - \xi - T$$
)

الحل: نرتب القيم تصاعديا، والمنوال في هذا السؤال هو (٤) كونه أكثر تكرارا.

$$(\land - \lor - \pounds - \pounds - \varPsi - \lor - \lor)$$

أما في حالة عدم وجود درجة مكررة فلا يوجد منوال، مثال ذلك الدرجات الآتية:

(ب) المنوال من بيانات مبوية: إذا كان لدينا جدول تكراري مبين فيه الفئات وتكراراتها فان:

إذ أن ح أ = الحد الأدنى للفئة المنوالية .

د ١ = الفرق بين تكرار الفئة المنوالية وتكرار الفئة السابقة لها .

د ٢ = الفرق بين تكرار الفئة المنوالية وتكرار الفئة اللاحقة لها .

ط ف = طول الفئة.

مثال : جد المنوال لجدول التوزيع التكراري الأتي:

عدد الطلبة	فئات الوزن بال(كغم)
٥	٦٢ — ٦٠
١٨	٦٥ – ٦٣

٤٢	ኣ ለ — ኣኣ
**	٧١ – ٦٩
٨	V£ — V T
١	المجموع

الحل : الفئة المنوالية هي (
$$77 - 77$$
) التي لها اكبر التكرارات (73) لذا فان الحد الأدنى هو (77) و $27 - 71 = 37$ د $27 - 71 = 73 - 71 = 71$ د $27 - 71 = 71 = 71$ طول الفئة = $27 - 71 = 71$ دن المنوال = $27 - 71 = 71 = 71$.

مزايا المنوال:

- ١. يستعمل في حالة وجود فئات مفتوحة .
 - ٢. لايتأثر بالقيم المتطرفة والشاذة .
- ٣. يفضل على كل من الوسيط والوسط الحسابي في حال كون غالبية البيانات
 متجمعة في فئات متباعدة بعضها عن بعض.

عيوب المنوال:

- ١. قلما يأتي في وسط التوزيع.
- ٢. لايعتمد في حسابه على كل القيم الواردة في التوزيع .
- ٣. تتأثر قيمه كثيرا في حالة إعادة تنظيم الجدول التكراري للبيانات .

٤. هو اقل المقاييس الأخرى دقة في طريقة حسابه.

العلاقة بين المتوسطات:

تتوقف العلاقة بين المتوسطات الثلاث – الوسط الحسابي ، الوسيط ، المنوال – على نوع التوزيع التكراري وبالتالي على المنحنى الذي يمثل هذا التوزيع .

١. في حالة التوزيعات التكرارية وحيدة المنوال والمتماثلة تكون المتوسطات الثلاث متساوية أي:

الوسط الحسابي = الوسيط = المنوال

ان المقصود بالتماثل هو اذا رسمنا المنحنى التكراري للتوزيع ، واسقطنا عمودا من قيمته على المحور الافقي فنجد ان المنحنى ينقسم الى قسمين متطابقين تماما ويعني ذلك اننا لو رسمنا المنحنى التكراري على ورقة وطويناها عند العمود النازل من قمة المنحنى فسنجد الطرف الايمن للمنحنى ينطبق على طرفه الايسر تمام الانطباق والنقطة التي يلتقي فيها العمود النازل من القمة بمحور السينات تمثل قيمة كل متوسط من المتوسطات وذلك كما هو واضح في الشكل التالى:

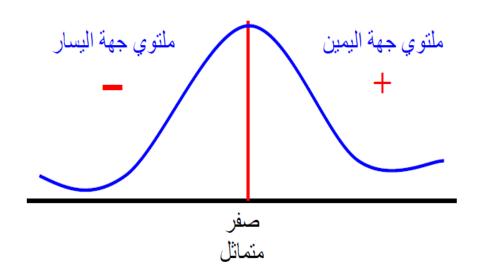
٢. اذا كان الطرف الايمن للمنحنى التكراري للتوزيع اطول من طرفه الايسر فيسمى المنحنى ملتويا الى اليمين ، وحيث ان الوسط الحسابي يتاثر بالقيم المتطرفة فسنجده يتجه نحو اليمين ، اما المنوال فسيكون تحت القيمة والوسيط يكون بينهما،أي ان في حالة المنحنى الملتوي الى اليمين يكون:

الوسط الحسابى > الوسيط > المنوال

٣. اذا كان الطرف الايسر للمنحنى التكراري للتوزيع اطول من طرفه الايمن فيسمى المنحنى التكراري ملتويا الى اليسار ، ونجد قيمة الوسط الحسابي متجهة نحو اليسار والمنوال تحت القيمة والوسيط بينهما أي ان :

الوسط الحسابي < الوسيط < المنوال

والشكل التالي يوضح ذلك:



٤ في حالة التوزيعات التكرارية القريبة من التماثل فان العلاقة بين المتوسطات تعطي بالصيغة التقريبية التالية:

الوسط الحسابي - المنوال = ٣ (الوسط الحسابي - الوسيط)

أي ان:

المنوال = ٣ الوسيط - ٢ الوسط الحسابي

مثال : توزيع قريب من التماثل وجد ان وسطه الحسابي = 77 ومنواله = 77 فما قيمة الوسيط .

$$7 \Lambda. TT = T / \Lambda O = 0$$

مثال : اذا كان الوسيط = ١٢ والمنوال = ٦ اوجد الوسط الحسابي من خلال

الفصل الرابع مقاييس التشتت

مقاييس التشتت:

يقصد بالتشتت بأنه التباعد أو التقارب الموجود بين قيم المشاهدات التابعة لمتغير ما ، وهي مقاييس لمدى تشتت قيم المشاهدات عن وسطها الحسابي ، وكلما كان التشتت كبيرا دل ذلك على عدم التجانس بين القيم ، ويكون مقياس التشتت صغيرا عندما تكون قيم المشاهدات قريبة من بعضها.

وقد سبق لنا أن ذكرنا بان مقاييس النزعة المركزية تعطينا فكرة عن مكان تمركز قيم المشاهدات بينما نلاحظ أن مقاييس التشتت تعطينا فكرة عن مدى تجانس أو تباين هذه القيم حول مركزها (أي درجة انتشارها).

ولمقاييس التشتت أهميتها في وصف التوزيعات ومقارنتها مع بعضها ، إذ أن مقاييس التوسط لا تكفي وحدها لهذا الغرض ، فمثلا يتساوى الوسط الحسابي لمجموعتين من القيم بينما يختلف مدى انتشار قيم المجموعة الأولى عن انتشار قيم المجموعتين الآتيتين :

المجموعة الثانية: ٣٥ - ١٥ - ٧ - ٥ - ٤٥ - ٢٠ - ١٣

فالوسط الحسابي لكلا المجموعتين هو (٢٠) ولكن المجموعة الأولى تبدو أكثر تجانسا.

ولمقاييس التشتت أهميتها في تطبيق نظرية العينات والاستنتاج الإحصائي واختبار الفرضيات كما سيأتي شرحه في الفصول القادمة .

وهناك عدة مقاييس للتشتت أهمها:

أولا: مقاييس التشتت المطلق:

أي أن وحداتها نفس وحدات القيم الأصلية وأهمها:

1. **المدى**: المدى لمجموعة من القيم هو الفرق بين أعلى واقل قيمة بين تلك القيم.

مثال: اوجد المدى لقيم المجموعة الآتية:

.
$$(17 - 7 - 7 - 7 - 10 - 11 - 11 - 0)$$

ومن الصعب إيجاد المدى من جدول التوزيع التكراري لعدم معرفة القيمتين الطرفيتين .

7. الانحراف المتوسط: وهو مقياس يعرف بأنه متوسط الانحرافات للدرجات أو البيانات عن وسطها الحسابي، أو حساب انحرافات البيانات عن الوسط الحسابي.

ويمكن إيجاده:

(أ) من البيانات غير المبوية: باستخدام المعادلة الآتية:

()

إذ أن: ح = الانحراف المتوسط.

س = الدرجات ، البيانات ، (أية قيمة مستخدمة) .

س- = الوسط الحسابي.

خطوات الحل لإيجاد الانحراف المتوسط:

- نضع الدرجات بشكل عمودي تحت عنوان (س).
 - نوجد الوسط الحسابي لهذه القيم.

ن

• نطرح كل قيمة من القيم الخمس من الوسط الحسابي لنحصل على العمود الثاني وكما هو مبين أدناه:

(س – س –)	س
o –	٧
£ -	٨
١ -	11
٦	١٨
£	١٦
۲.	المجموع ٢٠

• نقوم بجمع القيم في العمود الثاني (إذ نهمل الإشارات السالبة) ونقسم على عدد القيم لنحصل على (ح).

مثال : في اختبار السحب على العقلة لمجموعة من اللاعبين سجلوا التكرارات الآتية:

والمطلوب (۸ – ۲ – ۵ – 3 – ۱۰ – 9 – ۳ – ۱۱ – ۲۱ – ۷) والمطلوب إيجاد الانحراف المتوسط .

الحل: نتبع الخطوات في المثال السابق، وكما موضح في الجدول أدناه: جدول يبين الانحراف المتوسط لاختبار السحب على العقلة

(-w - w)	الأداء (س)	اللاعبون
0	٨	1
1.0 -	٦	۲
۲.٥ –	٥	٣
۳.٥ –	ŧ	٤
۲.٥	١.	٥
1.0	٩	٦
٤ -	٣	٧
۳.٥	11	٨
٤.٥	١٢	٩
	٧	١.
7 £ . 0	٧٥	المجموع

(ب) إيجاد الانحراف المتوسط من بيانات مبوبة (جداول تكرارية):

يمكن استخراجه وفقا للقانون الآتى:

مثال (١١): في اختبار الرمية الحرة بكرة السلة حصل (٤٠) لاعبا على التكرارات الآتية:

- ١) ، اوجد الانحراف المتوسط ؟
- (الحل): نتبع الخطوات الآتية:
- نرتب البيانات تصاعديا تحت عنوان (س).
 - العمود الثاني يكون للتكرارات (ك).
- نضرب س × ك لنحصل على العمود الثالث .

- نوجد الوسط الحسابي (س-) بقسمة حاصل جمع العمود الثالث على حاصل جمع العمود الثاني.
- نطرح كل قيمة من قيم العمود الأول (س) من الوسط الحسابي لنحصل على العمود الرابع (س س-) .
- نوجد الانحراف المتوسط بقسمة مجموع العمود الخامس على مجموع التكرارات ، وكما يلي :

جدول يبين الانحراف المتوسط لاختبار الرمية الحرة بكرة السلة

ك (س – س – ك	(س – س)	س × ك	ك	س
£.4 —	٤.٩ -	•	١	•
11.4 -	۳.۹ –	٣	٣	١
۸.٧ -	۲.۹ –	٦	٣	۲
o.y –	1.9 -	٩	٣	٣
٦.٣ –	٠.٩ -	۲۸	٧	٤
٠.٨	٠.١	٤.	٨	٥
0.0	1.1	۳.	٥	7
٨.٤	۲.۱	۲۸	٤	٧
٩.٣	۳.۱	۲ ٤	٣	٨
۸.۲	٤.١	١٨	۲	٩
0.1	٥.١	١.	١	١.
مج ۲.۱۷		197	٤.	المجموع

مج س ١٩٦

مثال : جـد متوسط الانحرافات مـن الـدرجات التـي حصـل عليها ($^{\circ}$) لاعبا في اختبار الاتزان الثابت: ($^{\circ}$ $^$

(الحل): نطبق الخطوات السابقة، وكما في الجدول الآتي:

ك (س – س –)	(س – س)	س × ك	<u>4</u>	س
0.77	0.44 -	۲	١	۲
٦.٨٨	٤.٣٣ -	٦	۲	٣
٣.٣٣	۳.۳۳ –	£	١	٤
٤.٦٦	7.77 -	١.	۲	٥
٩.٣١	1.77 -	٤٢	٧	٦
1.70	۰.۳۳ –	٣٥	٥	٧
۲.۰۱	٠.٦٧	۲ ٤	٣	٨
٣.٤٣	1.77	۱۸	۲	٩
0.71	۲.٦٧	۲.	۲	١.

٧.٣٤	٣.٦٧	7 7	۲	11
٩.٣٤	٤.٦٧	Y £	۲	17
٥.٦٧	٥.٦٧	١٣	١	١٣
٦٥.٩٨		۲۲.	٣.	المجموع

٣. التباين:

من اجل التخلص من مشكلة الإشارات السالبة عند جمع الانحرافات والتي تؤدي دائما لان يكون مجموع انحرافات أي عينة عن وسطها الحسابي يساوي صفرا ، وبدلا من اخذ القيم المطلقة للانحرافات أي بدون إشارات كما في الجزء السابق فإننا نستطيع أن نتغلب على ذلك بطريقة أخرى وهي بتربيع قيم الانحرافات وبذلك تصبح جميعها موجبة .

وبعد جمع مربعات الانحرافات نقسمها على الوسط الحسابي فينتج لنا

(التباين) حسب الصيغ الآتية:

(أ) من البيانات غير المبوية:

مثال : في اختبار السحب على العقلة لمجموعة من اللاعبين، سجلت التكرارات الآتية: (Λ – Γ – Γ – Γ – Γ – Γ) المطلوب إيجاد التباين ؟

(الحل):

(س – س)	(س – س)	الأداء (س)	اللاعبون
٠.٢٥	٠.٥	٨	1
7.70	1.0 -	٦	۲
7.70	۲.٥ –	٥	٣
17.70	۳.٥ –	ŧ	٤
7.70	۲.٥	١.	٥
7.70	1.0	٩	٦
۲۰.۲٥	٤ -	٣	٧
17.70	٣.٥	11	٨
770	٤.٥	1 7	٩
٠.٢٥		٧	١.
۸۲.٥	7 2.0	٧٥	المجموع

مج س

(ب) إيجاد التباين من الجداول التكرارية:

ويمكن استخراجه وفقا للمعادلة الآتية:

$$2(-w-w)^{2}$$
 and $w=2^{2}$ $=$ 2^{2}

مثال : لو رجعنا إلى مثال اختبار الرمية الحرة ل (٤٠) لاعبا، ونتبع الخطوات الآتية لإيجاد التباين:

- نرتب البيانات تصاعديا تحت عنوان (س).
 - العمود الثاني يكون للتكرارات (ك).
- نضرب س × ك لنحصل على العمود الثالث .
- نوجد الوسط الحسابي (س-) بقسمة حاصل جمع العمود الثالث على حاصل جمع العمود الثاني.
- نطرح كل قيمة من قيم العمود الأول (س) من الوسط الحسابي لنحصل على العمود الرابع
 - (س س)

- i(y = 0) in i(y = 0) in i(y = 0) in i(y = 0) in i(y = 0)
- نضرب ك × ($m m)^2$ لنحصل على العمود السادس ك ($m m)^2$.
- نوجد التباین بقسمة مجموع العمود السادس على مجموع التكرارات ، وكما يلي :

ك × (س –	(س – س)	(س – س)	(*	4	
س-)²	2((س × ك	<u>1</u> 2	س
1 1	1 1	٤.٩ -	•	١	•
٦٠.٨٤	10.71	۳.۹ –	٣	٣	١
70.77	٨.٤١	۲.۹ -	*	٣	۲
۱۰.۸۳	٣.٦١	1.9 -	٩	٣	٣
٥.٦٧	٠.٨١	٠.٩ –	۲۸	>	ŧ
٠.٠٨	1	٠.١	٤.	~	٥
٦.٠٥	1.71	1.1	4	0	4
17.75	٤.٤١	۲.۱	۲۸	٤	٧
۲۸.۸۳	9.71	٣.١	7 £	٣	٨
٣٣.٦٢	17.81	٤.١	١٨	۲	٩
۲٦.٠١	771	0.1	١.	١	١.
777.71			197	٤.	المجموع

$$^{2}(-w-w)$$
 مج 2 مج

٤. الانحراف المعياري (القياسي).

الانحراف المعياري أهم مقاييس التشتت لأنه أدقها ، ويرمز له (ع) ويمكن إيجاده بطريقتين :

(أ) بعد إيجاد التباين: إذ نحصل عليه من الجذر التربيعي للتباين على وفق الصيغة الآتية:

$$a=\frac{\sqrt{(m-m-)^{1}}}{(m-1)}$$
 في حالة البيانات غير المبوبة $(m-1)$

وعودة إلى المثالين السابقين للتباين ، نستطيع أن نحصل على الانحراف المعياري بالطريقة نفسها التي أوجدنا بها التباين ، إذ نضع قيمة التباين تحت الجذر التربيعي فنحصل على الانحراف المعياري .

أما المثال الثاني:

أما الطريقة المبسطة لإيجاد الانحراف المعياري:

أولا: في حالة البيانات غير المبوية:

إذ يمكن إيجاده على وفق المعادلة الآتية:

$$3 = \frac{\sqrt{(3+2)}}{\sqrt{(3+2)}}$$

الحل: نستخرج الانحراف المعياري وكما يلي:

• نجد مجموع الدرجات (مجس).

- idu(m) نضرب كل قيمة من قيم (m) في idu(m) نضرب كل قيمة من قيم
 - نجد مجموع (س ۲)

س۲	س
۸١	•
٦ ٤	٨
١.,	١.
٣٦	٦
١٦	٤
٩	٣
٤	4
40	٥
171	11
٤٩	٧
مج س ۲ = ۵۰۵	مج س = ه ۲

• نطبق القانون وكما يلى:

$$y = \frac{1}{y} \int_{0}^{y} \int_{0}^{y} dy$$
 ن $y = \frac{1}{y}$

$$\frac{1 \cdot 1^{7}(70) - 0 \cdot 0}{1 \cdot 1} = \epsilon$$

$$7 \cdot \lambda = \frac{277 \cdot 0 - 0 \cdot 0}{1 \cdot 1} = \epsilon$$

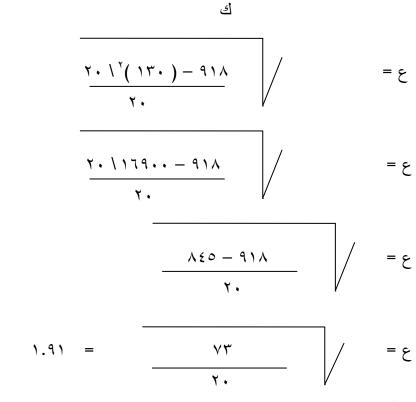
ثانيا: في حالة الجداول التكرارية، ويمكن استخراجه وفقا للمعادلة الآتية:

مثال: تم اختبار ٢٠ لاعبا في الرمية الحرة بكرة السلة، وحصلوا على النقاط الآتية:

> الحل: نتبع الخطوات نفسها كما في الجدول (١٣). الجدول (١٥)

يبين الوسط الحسابي والانحراف المعياري لاختبار الرمية الحرة

س² ك	س²	س ك	ك	س
٤٨	١٦	17	٣	£
170	70	70	٥	٥
١٠٨	٣٦	١٨	٣	٦
1 £ V	٤٩	۲١	٣	٧
١٢٨	٦٤	١٦	۲	٨
١٦٢	۸١	١٨	۲	٩
۲.,	1	۲.	۲	١.
911		۱۳۰	۲.	مج



أما إذا كان لدينا جدول توزيع تكراري فيه فئات فإننا نستخرج مركز الفئة ونضعه في العمود الذي يمثل (س)، ثم نكمل الحل.

مثال : اوجد الوسط الحسابي والانحراف المعياري من جدول التوزيع التكراري الأتي

V7 - 77	٥٥ _ ٥٥	0 2 - 2 2	٤٣ _ ٣٣	77 - 77	الفئات
ź	٩	١.	7*	£	التكرار

الحل: نتبع الخطوات الآتية:

١. نجد مراكز الفئات ونضعه في العمود الثالث (س).

- ٢. نضرب كل تكرار في مركز فئته (س ك) ونضعه في العمود الرابع.
- ٣. نضرب كل مركز فئة في نفسها لنجد (س) ونضعه في العمود الخامس.
 - ع. نضرب (س $^{'}$) في (ك) لنجد س $^{'}$ ك ونضعه في العمود السادس .

س² ك	س²	س ك	مركز الفئة س	التكرار	الفئات
٤٠٠	١	٤.	١.	£	۸ — ۲۲
140.	770	٦.	10	٦	14 - 14
2	٤٠٠	۲	۲.	١.	77 — 1
0770	770	770	70	٩	۲۷ - ۲۳
77	9	١٢.	۳.	٤	٣ ٢ - ٢٨
1 £ 9 ¥ 0		770		٣٣	المجموع

د. لاستخراج الوسط الحسابي نقوم بقسمة مجموع العمود الرابع على مجموع العمود الثاني .

٦. لاستخراج الانحراف المعياري نقوم بتطبيق المعادلة الآتية:

$$9 = \frac{77 \cdot 77 \cdot 750}{77} = 0.90$$

ثانيا: مقاييس التشتت النسبى:

أي التي تكون خالية من وحدات القياس وأهمها:

معامل الاختلاف:

وهو مقياس تشتت نسبي يستخدم لمعرفة التشتت داخل المجموعة الواحدة وبين المجموعات ، ويستخدم معامل الاختلاف عندما تختلف المتوسطات الحسابية ، فإذا كانت المتوسطات الحسابية يمكننا مقارنة التشتت من خلال الانحراف المعياري مثلا : متوسط أعمار كلية التربية الرياضية = ٢٢ سنة والانحراف المعياري لهم = ٤ سنوات ، ومتوسط أعمار كلية القانون = ٢٢ سنة والانحراف المعياري لهم = ٣ سنوات .

هنا يمكننا الحكم مباشرة بان أعمار كلية القانون أكثر تجانسا أي اقل تشتتا من أعمار كلية التربية الرياضية ولا حاجة لنا بمعامل الاختلاف، أما إذا اختلفت المتوسطات الحسابية فنستخدم الطريقة الآتية:

الانحراف المعياري

معامل الاختلاف = معامل الاختلاف = ... × ...

الوسط الحسابي

فلو أردنا معرفة تشتت أو تجانس العينة التي سنستخدمها في احد البحوث الرياضية وكان المتوسط الحسابي لأعمار عينة البحث ٢٢ سنة والانحراف المعياري مسنوات، نطبق قانون معامل الاختلاف.

٥

معامل الاختلاف = ٢٢.٧٢ ٪ - ٢٢.٧٢ ٪

77

كلما كان التشتت اقل من ٣٠٪ يعني أن العينة متجانسة .

الفصل الخامس التوزيع الطبيعي

التوزيع الطبيعى:

هو عبارة عن توزيع نظري للبيانات المتجمعة ، قائم على اساس نظرية الاحتمالات ، اذ ان جميع العمليات الاحصائية المختلفة على البيانات الخام المتحصلة من الاختبارات والمقاييس في التربية الرياضية تقترض توزيعها توزيعا طبيعيا .

ويظهر منحنى التوزيع الطبيعي على شكل جرس مقلوب يسمى (منحنى كاوس) ، ويكون التوزيع متماثلا عندما تتطابق فيه قيم مقاييس النزعة المركزية (المتوسط – الوسيط – المنوال) .

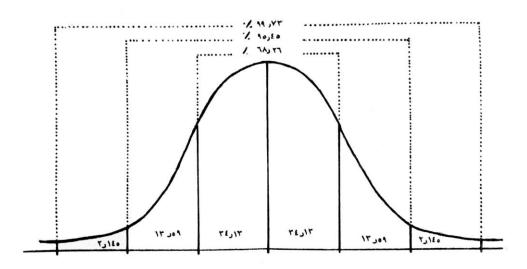
ويتوقف الحصول على منحنى التوزيع الطبيعي للبيانات على طبيعة العينة وعددها ومدى مناسبة الاختبارات لهذه العينة ، فكلما زاد حجم العينة وكانت الاختبارات المستخدمة للعينة مناسبة من حيث درجة الصعوبة والسهولة ، كلما اقتربنا من نوزيع البيانات توزيعا طبيعيا .

وان اهم استخدام للتوزيع الطبيعي هو امكانية تعميم النتائج التي نتوصل اليها من خلال دراستنا لظاهرة معينة على عدد محدد من الافراد الى كافة افراد المجتمع الماخوذة منه العينة.

وفي التوزيع الطبيعي تتوزع البيانات على النحو الاتي:

- بين ± ١ تقع (٦٨.٢٨ %) من البيانات .
- بين ± ٢ تقع (٩٥.٤٤ %) من البيانات .
- بين ± ٣ تقع (٩٩.٧٣ %) من البيانات .

كما يبنيه الشكل (٥):



الشكل (٥) يمثل منحنى التوزيع الطبيعي

الدرجة المعيارية (القياسية): تعني انحراف القيم عن وسطها الحسابي.

إذ أن الدرجات الأولية (البيانات) لا تكون ذات فائدة ، ما لم تكون هناك طريقة لمقارنتها بدرجة أخرى ، فمثلا حصل طالب على درجة (٣٥) في الاختبار الأول لمادة الإحصاء وعلى (٧٠) في الاختبار الثاني ، فهذه الدرجات وحدها لا تعطينا فكرة عن مستوى الطالب (هل أن مستوى الطالب في الاختبارين كان متساوي أم لا) ، وللحكم بصورة صحيحة نلجأ إلى أسلوب التقويم عن طريق إيجاد الدرجات المعيارية لكل درجة امتحان ثم تتم المقارنة بينهما.

وهناك ثلاثة انواع رئيسة من الدرجات المعيارية هي:

- (أ) الدرجة الزائية (ز) .
- (ب) الدرجة التائية (ت).
- (ج) الدرجة المئينية (المئينات) .

(أ): الدرجة المعيارية الزائية (ز):

تسمى النسب الناتجة عن قسمة انحرافات القيم عن وسطها الحسابي على الانحراف المعياري لها (بالدرجة المعيارية ز) وتحسب بالمعادلة الآتية:

ع

إذ أن س هي الدرجة الخام.

س- الوسط الحسابي .

ع هو الانحراف المعياري.

وتستخدم هذه الدرجة كمقياس مفيد في حالة اقتراب توزيع البيانات توزيعا طبيعيا ، وتظهر هذه القيم عند حسابها على شكل أعداد صحيحة وكسور موجبة أو سالبة ، وتمتد عادة بين $(\pm r)$ انحراف معياري ، ويكون متوسطها (-r) وانحرافها المعياري (-r) .

مثال: استطاع طالب الحصول على درجة (٣٠) في اختبار مادة الإحصاء، وكان متوسط الدرجات (٥٤) وانحرافها المعياري (١٧)، فما هي درجة (ز) المقابلة لهذه الدرجة الخام؟

وتعني هذه الدرجة أن مستوى الطالب في مادة الإحصاء اقل من مستوى متوسط المجموعة.

(ب): الدرجة التائية (ت):

وتسمى هذه الدرجة بالمعيار التائي أو الدرجة المعيارية التائية (ت) وهي من أكثر الدرجات المعيارية استخداما في مجال التربية الرياضية ، وتبنى هذه الدرجة على أساس خواص منحنى التوزيع الطبيعي ، والدرجة التائية عبارة عن درجة معيارية متوسطها (٥٠) وانحرافها المعياري (١٠) ، وتستخدم في تحويل الدرجات الخام إلى درجات يمكن جمعها لغرض مقارنتها وتسهيل تفسيرها، وتمتاز هذه الدرجة بأنها لا تتضمن قيما سالبة .

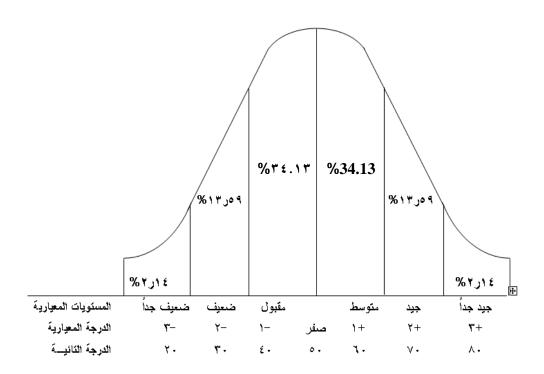
ويستخدم لحسابها المعادلة الآتية:

إذ أن: ت هي الدرجة المعيارية المحسوبة. ز هي الدرجة الزائية المحسوبة.

مثال (٢٢) : احسب الدرجة التائية (ت) من البيانات الآتية :

۸٧	الوسط الحسابي
٩.	الدرجة
7.70	الانحراف المعياري

الحل: بالتعويض في المعادلة السابقة:



شكل (٦) يبين التوزيع الطبيعي

(ج): الدرجة المئينية (المئينات):

عندما تقسم الدرجات من حيث عددها الى (100) قسم بواسطة (99) نقطة ، فان كل نقطة من هذه النقاط تسمى مئينا . فالمئين الاول هو النقطة التي يقع تحتها (1 %) من القيم ويقع فوقها (99 %) من القيم . اما المئين الثاني فهو النقطة او الدرجة التي يقع تحتها (2 %) من الحالات ، ويقع فوقها (98 %) من الدرجات . والمئين (15) هو النقطة او الدرجة التي يقع تحتها (15%) من الدرجات ويقع فوقها (88 %) من الدرجات . وبهذا يكون المئين أي قيمة عدية الدرجة تقل عن (100 %) من الطلبة على درجة تقل عن (100 %) من الطلبة على درجة تقل عن (100 %) من الطلبة على درجة تقل عن (100 %) فان الدرجة (100 %) من المئين (100 %) وهكذا .

و لاجل حساب المئين في مجموعة من الدرجات ، يجب تنظيم هذه الدرجات تصاعديا من اصغر درجة الى اكبر درجة . ووضع التكرارات الخاصة بكل درجة المامها .

لنفرض ان احد المعلمين قام بتطبيق اختبار تحصيل يتالف من (40) فقرة ، على طلبته البالغ عددهم (125) . ان عدد الفقرات التي يجيب عنها كل طالب تمثل درجته في الاختبار . ان التوزيع التكراري لدرجات الطلبة موضحة في الجدول (11) المبين لاحقا . فما هو المئين (25) في المجموعة . أي ما هي الدرجة التي يقع اقل منها (75) من الدرجات ، ويقع اعلى منها (75 %) من الدرجات .

جدول (11) درجات الاختبار في توزيع تكراري مع التكرار المتجمع الصاعد

	. 33 (ي رري	
التكرار المتجمع	التكرار المتجمع	التكرار	درجات الاختبار
الصاعد المئوي	الصاعد		
1.6	2	2	24
1.6	2	0	25
2.4	3	1	26
4.8	6	3	27
12.8	16	10	28
27.2	34	18	29
46.4	58	24	30
64.8	81	23	31
78.4	98	17	32
84.8	106	8	33
92	115	9	34
96	120	5	35
98.4	123	3	36
99.2	124	1	37
100	125	1	38
		125	المجموع

ان حساب أي مئين يتطلب حساب ما يسمى بالتكرار المتجمع الصاعد . وهذه العملية تتم بوضع التكرار الاول ، ثم باضافته الى التكرار الثاني وكتابة الناتج

مقابل الدرجة الثانية ومن ثم اضافته الى التكرار الثالث وكتابة الناتج امام الدرجة الثالثة ، ... وهكذا .

ثم نستخر التكرار المتجمع الصاعد المئوي. وذلك بقسمة كل رقم من ارقام التكرار المتجمع الصاعد على مجموع التكرارات البالغة (125) ومن ثم ضرب الناتج في المتجمع الصاعد التكرار المتجمع الصاعد الذي للتكرار المتجمع الصاعد الذي مقداره (100) هو (1.6) وللتكرار المتجمع الصاعد الذي مقداره (3) هو (2.4) وهكذا يكون مقدار التكرار المتجمع المئوي (99.2) للتكرار المتجمع الصاعد (111) .

فاذا اردنا استخراج قيمة المئين (25) ، فاننا نبحث اين يقع في التكرار المتجمع المئوي . فنلاحظ بان فئة المئين هي (27.2) المقابلة للدرجة (29) . عند ذلك نستخرج قيمة المئين (25) بالمعادلة التالية :

ويمكن تعويض عنا ورد سابقا بالرموز كما يلى:

اذ ان:

مئ = المئين المطلوب

ح أ = الحد الادنى للدرجة المئينية

ن = عدد افراد العينة

ك ص س = التكرار المتجمع الصاعد للفئة قبل الفئة المنوالية

$$79.170 = 0.625 + 28.5 = 70$$

ولاستخراج المئين من التوزيعات التكرارية ذات الفئات ، فاننا نستخدم نفس المعادلة السابقة . ولناخذ المثال المبين تاليا في الجدول رقم (12) والذي يتضمن التكرار المتجمع الصاعد ، والتكرار المتجمع الصاعد لمئوي . لنفرض اننا نريد استخراج المئين (50) من مجموعة الدرجات تمثل اعمار (1982) معلما ، تتراوح اعمارهم بين (20) سنة ، و (67) سنة .

الجدول رقم (12) اعمار مجموعة من المعلمين في توزيع تكراري ذي فئات

التكرار المتجمع	التكرار المتجمع	التكرار	العمر بالسنوات
الفئوي	الصاعد		
6.8	135	135	23 – 20
21.7	430	295	27 – 24
36.4	721	291	31 – 28
51.9	1028	307	35 – 32
62.2	1232	204	39 – 36
73.3	1453	221	43 – 40
81.4	1613	160	47 – 44
87.7	1738	125	51 – 48
93.7	1858	120	55 - 52
97.9	1940	82	59 - 56
99.8	1978	38	63 - 60
100.0	1982	4	67 – 64
		1982	المجموع

نقوم باجراء العمليات التالية لاستخراج المئين (50):

نلاحظ اولا ان المئين 50 يقع ضمن التكرار المتجمع المئوي (51.9) الذي قابل الفئة (31.5) وبذلك يمكن الفئة (31.5) وبذلك يمكن التعويض عن رموز المعادة كما ياتي:

TO..7 =

حساب الرتبة المئينية:

تستخرج الرتبة المئيئنية للمشاهدات المفردة بواسطة المعادلة التالية:

فلو اردنا استخراج الرتبة المئينية لاحدى الدرجات الموضحة في الجدول رقم (11) ولتكون الدرجة (29) نلاحظ التكرار المتجمع الصاعد لغاية هذه الدرجة ومقداره (34) ونعوض عن رموز المعالدة بما ياتي:

$$100 \times 0.272 = 27.2 =$$

نقرب هذه الدرجة الى (27) التي هي الرتبة المئينية للدرجة (29) ولو اردنا استخراج الرتبة المئينيو للدرجة (33) فان التكرار المتجمع الصاعد المقابل لهذه الدرجة مقداره (106) في نفس الجدول .

وبالتعويض عن رموز المعادلة نحصل على ما ياتي:

$$100 \times 0.848 =$$

84.8 =

وبالتقريب تكون الرتبة المئينية للدرجة (33) هي (85).

اما في حالة التوزيع التكراري ي الفئات فلاجل استخراج الرتبة المئينية لاي درجة علينا استخراج الرتب المئينية للحد الاعلى لكل فئة من الفئات ثم نقوم بعد ذلك بتطبيق المعادلة التالية:

اذ ان:

رت مئ = الرتبة المئينية

ح أح = الرتبة المئينية للحد الادنى الحقيقى للفئة التي تقع فيها الدرجة

ح د = الحد الادنى للفئة نفسها

س = الدرجة المطلوبة

رت مئ حد أ = الرتبة المئينية للحد الاعلى للفئة

رت م ق = الرتبة المئينية للفئة التي قبلها

ط ف = طول الفئة

وكمثال على ذلك لتفترض ان (200) طالب حصلو على الدرجات المبينة في الجدول (13) وقد استخرج كل من التكرار المتجمع الصاعد والرتب المءينية للحد الاعلى للفئات كما هي مبينة في الجدول رقم (13) اناه حيث تستخرج الرتب

المئينية للحد الاعلى لكل فئة بقسمة التكرار المتجمع الصاعد للفئة على مجموع التكرارات وتضرب في (100) .

الجدول رقم (13) توزيع تكراري لدرجات عينة من الطلبة في اختبار التهديف بكرة السلة

الرتب المئينية للحد	التكرار المتجمع	التكرار	الفئات
الاعلى للفئة	الصاعد		
1	2	2	44 – 40
3	6	4	49 – 45
6	12	6	54 - 50
11	22	10	59 – 55
18	36	14	64 - 60
31	62	26	69 - 65
56	112	50	74 – 70
76	152	40	79 – 75
92.5	185	33	84 - 80
96.5	193	8	89 - 85
99.5	199	6	94 – 90
100	200	1	99 – 95

وعند تطبيق المعادلة السابقة لاستخراج الرتبة المئينية للدرجة (81) نقوم بالتعويض عما في المعادلة بالارقام وكما يلي:

$$79.5$$
 – 81 + 76 = 81 مئينية للدرجة 13 الرتبة المئينية للدرجة 31 الرتبة المئينية الدرجة 31 الرتبة المئينية الدرجة 31 الرتبة 11 ا

ويمكن بنفس الطريقة استخراج الرتب المئينية لاي درجة في هذا التوزيع .

الفصل السادس مقاييس الارتباط

مقاييس العلاقة (الارتباط) :

هي عبارة عن مقاييس تقيس العلاقة (الارتباط) بين متغيرين أو أكثر ، ونتناول في هذا الفصل موضوعاً إحصائيا آخر له أهمية في القياس والتقويم في التربية الرياضية وهو موضوع الارتباط فقد يتساءل البعض (ما هي العلاقة بين نتيجة اختبار حركى خاص وبين الأداء المهاري) أو (ما هي العلاقة بين التحصيل الدراسي ونسبة الذكاء) أو العلاقة بين الشخصية ومستوى أداء اللاعب ويسمى مقياس العلاقة بين درجات المتغيرات المختلفة بمعامل الارتباط ويرمز له (ر) ، وينحصر بين (-١الي +١) ، و يعتمد على طبيعة وخصائص العلاقة بين المتغيرين فإذا كان الارتباط سالباً دل ذلك على وجود علاقة عكسية بين المتغيرين بمعنى أن الزيادة في الدرجات متغير معين يقابلها نقص في درجات المتغير الآخر ومثال ذلك اذا كانت علاقة عكسية بين وزن الجسم وعدد مرات الشد للأعلى فان ذلك يعنى أن الزيادة في وزن الجسم يتبعها عادة نقص في عدد مرات الشد للأعلى ، ويدل معامل الارتباط الموجب على وجود علاقة طردية بين المتغيرين بمعنى أن الزيادة في درجات متغير معين يتبعها زيادة في درجات المتغير الآخر ومثال ذلك إذا كانت العلاقة طردية بين الطول والوزن فمعنى ذلك أن الزيادة في الطول يتبعها عادة زيادة في الوزن ويعتبر العالم الانكليزي (كارل بيرسون) هو أول من فكر في حساب معامل الارتباط وهناك عدة انواع من مقاييس الارتباط منها:

(الارتباط البسيط - الارتباط المتعدد - ارتباط الرتب - معامل ارتباط فاي - معامل ارتباط التوافق - معامل ارتباط كندال - معامل الاقتران - معامل الانحدار)

أولا: إيجاد معامل الارتباط البسيط

ويمكن حساب معامل الارتباط البسيط على النحو الأتى:

أ- معامل ارتباط بيرسون: ويمكن حسابه بعده طرق سنركز على شرح طريقتين الأكثر استخداما في مجال بحوث التربية الرياضية هما:

١- طريقة الانحرافات:

ويمكن إيجاد معامل الارتباط وفقا للمعادلة آلاتية:

$$(- \omega - \omega) \times (- \omega - \omega)$$
 $= 0$
 $(- \omega - \omega) \times (- \omega - \omega)$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$
 $= 0$

اذ أن:

ر = معامل الارتباط

m ، ص = الوسط الحسابي لكل من المتغيرين س ، ص

مج ($m-m^-$) × مج ($m-m^-$) = مجموع حاصل ضرب الانحرافات عن الوسط الحسابي .

مج ($m-m^{-}$) = مجموع مربعات انحرافات القيم عن الوسط الحسابي للمتغير (m) .

مج(ω - ω) † = مجموع مربعات انحرافات القيم عن الوسط الحسابي للمتغير (ω).

ن = حجم العينة .

وتستخدم هذه المعادلة في حالة ما اذا كان المتوسط الحسابي للمتغيرين س ، ص عددا صحيحا لا يحتوي على كسور.

ويستخدم الجدول الإحصائي الآتي:

	(ص – ص) ۲	(ص – ص ً)	(س – س) ۲	(س - س)	قـيم	قــيم
ص-)					ص	س
مـــج(س-س-)×(ص-	مـج (ص- ص-)	مج(ص- ص-	مــج(س- س	مــــج(س-	م ـــج	مسج
ص ً)	*	(7(س_)	ص	س

مثال : تم اختبار (۸) لاعبین في دقة التهدیف بکرة الید حصلوا علی الدرجات الآتیة :(۸،۷،۲،۹،٤،۵،۳،۸) وقبل ذلك تم اختبارهم بمقیاس مستوی القلق فكانت نتائج اختبارهم (۱۲،۱۵،۱۲،۱۲،۱۸،۱۳،۱٤) جد علاقة الارتباط بین الاختبارین ؟

الحل:

-س-w)×(ص-س) ص-)	(ص-ص ⁻) ۲	(ص-ص)	(س – س)	(س – س)	قیم ص	قیم س
۲	1	١ -	ŧ	۲ +	١٣	٨
١	1	1	1	١	10	>
	ŧ	۲ –	•	•	۲,	, ,
٩	٩	٣	٩	٣	1 4	٩
٦	٩	۳ –	ŧ	۲ –	11	ŧ
١	1	1	1	١ -	10	0
٦	ŧ	۲	٩	٣ –	17	٣
					1 £	٦
مج = ۲۵	مج = ۲۹		مج = ۲۸		مج١١٢	مج ۸٤
					ص=٤١	س= ۳

ثم نجد الناتج وفق المعادلة :

$$\frac{(-\omega - \omega) \times (-\omega - \omega)}{(-\omega - \omega)^{T} \times (-\omega - \omega)^{T}} = 0$$

$$\frac{(-\omega - \omega) \times (-\omega - \omega)^{T}}{(-\omega - \omega)^{T} \times (-\omega - \omega)^{T}} = 0$$

٢ - الطريقة المباشرة: يمكن استخراج الارتباط وفق المعادلة الآتية:

$$\begin{bmatrix} x & y & y & y & y \\ y & y & y & y \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x & y & y & y \\ y & y & y \\ y & y & y \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x & y & y \\ y & y & y \\ y & y & y \end{bmatrix}$$

إذ أن:

$$(ص)^{\prime}$$
 مجموع مربع قیم $(ص)$

$$(ص)^{\Upsilon} = \Lambda$$
مج مجموع قیم

ويستخدم لحساب هذه المعادلة الجدول الإحصائي الاتي:

س×ص	ص ۲	س	قیم ص	قیم س
	۲	۲		
مـــج س× ص	مج ص ؑ =	مج س ؑ =	مج ص =	مج س=
=				

الحل: نطبق الخطوات الواردة في الجدول السابق.

س ص	ص ۲	س ۲	ص	س
77	١٦	٦٤	٤	٨
۲.	٣٦	40	٦	٥
١٢	١٦	٩	٤	٣
٣.	40	٣٦	٥	٦
١٤	٤٩	٤	٧	۲
71	٩	٤٩	٣	٧
77	٦٤	٨١	٨	٩
۲ ٤	٣ ٦	١٦	٦	٤
۲ ٤	١٦	٣٦	٤	٦
٥٦	٤٩	٦٨	٧	٨
مج=٥١٣	مج=۲۹٦	مج= ۳۸٤	مج=٤٥	مج=۸٥

ثم نطبق المعادلة:

ثانياً: إيجاد معامل الارتباط المتعدد:

يبحث هذا الارتباط العلاقة بين عدة متغيرات في أن واحد ، ويعتمد الارتباط على نتائج الارتباط البسيط بين كل متغيرين أولا ومن ثم إدخال النتائج في المعادلة أدناه التي تصور العلاقة بين المتغير التابع والمتغيرات المستقلة المؤثرة عليه والتي نرغب إدخالها في الدراسة .

ويمكن إيجاده وفقا للقانون الآتي:

إذ يعني ر 1. ٢ ٣ : معامل الارتباط المتعدد بين الصفة الأولى من جهة والصفتين الثانية والثالثة من جهة أخرى .

ر ٢١ يعني: الارتباط البسيط بين الصفتين الأولى والثانية فقط.

ر ٣١ يعني: الارتباط البسيط بين الصفتين الأولى والثالثة .

مثال (٢٠): أراد باحث معرفة العلاقة بين أداء مهارة التهديف من القفز بكرة السلة وكل من القوة الانفجارية والقوة المميزة بالسرعة لعضلات الرجلين للاعبين وكان معامل الارتباط البسيط بين المتغيرات هو:

الحل: نطبق المعادلة السابقة باعتبار التهديف هو المتغير التابع والقوتين الانفجارية والمميزة بالسرعة هما المتغيرين المستقلين.

ثالثا: معامل ارتباط الرتب (سبيرمان):

في كثير من الأحيان يصعب قياس متغير ما رقمياً ولكنه يسهل تعيين رتب للصفة أو الخاصية المراد دراستها عن هذا المتغير فمثلاً إذا كانت لدينا نقاد ير خمسه لاعبين على مهارة معينه مثل الوقوف على اليدين في الجمناستك فمن السهل ترتيب هذه التقادير من الأعلى للأسفل أو العكس وينطبق هذا التحليل على كثير من المسائل في التربية الرياضية .

فإذا كان لدينا مجموعة من اللاعبين و أعطينا رتب هؤلاء اللاعبين من حيث النظر إلى صفتين معينتين لكل فرد أو الحكم على صفة من قبل حكمين اثنين أو ما شابه ذلك فانه يتعذر علينا معرفة العلاقة بين الصفتين أو بين حكم الحكمين باستعمال معامل ارتباط يرسون لعدم توافر بيانات عديه عن أفراد المجموعة ولكنه يمكن استخدام مقياس آخر لمعرفة مقدار الارتباط بين الصفتين والذي يسمى معامل ارتباط الرتب (سبيرمان) وهو:

مثال :احسب معامل الارتباط سبيرمان للجدول الآتي :

٥	٣	٤	۲	١	رتبة س
£	1	0	١	٣	رتبة ص

الحل:

ف'	ف= رتبة س- رتبة ص	رتبة ص	رتبة س
ŧ	Y-=Y-1	٣	1
1	1=1-7	١	۲
١	1-=0-2	٥	٤
١	1=7-4	۲	٣
١	\ = £ - 0	£	٥
٨			المجموع

مثال : الجدول الآتي يبين تقادير ثمانية طلاب في صفتي الثقة بالنفس والشجاعة ، المطلوب حساب العلاقة بينهما .

٨	٧	٦	٥	٤	٣	۲	١	رقــــم
								الطالب
ختر	ممتاز	جيد	متوسط	ضعيف	جيد	جيــد	ممتاز	الثقة
						جداً		بالنفس
متوسط	ممتاز	جيـد	متوسط	متوسط	جيد	ممتاز	جيـــد	الشجاعة
		جداً					جداً	

الحل:

ف ۲	ف	. 1 -	1	7-1, 21	الثقة	رقـــم
ف	9	رتبة ص	رتبة س	الشجاعة	بالنفس	اللاعب
ŧ	۲-	٣,٥	١,٥	جيد جداً	ممتاز	1
7.70	1.0	1.0	٣	ممتاز	جيد جداً	۲
صفر	صفر	٥	٥	جيد	جيد	٣
1	١	٧	٨	متوسط	ضعيف	٤
صفر	صفر	٧	٧	متوسط	متوسط	0
7.70	١.٥	٣.٥	٥	جيد جداً	جيد	٦
صفر	صفر	1.0	1.0	ممتاز	ممتاز	٧
ź	۲-	٧	٥	متوسط	جيد	٨
17.0						المجموع

إذ نلاحظ في هذا المثال بان التقدير (ممتاز) للمتغير (س) قد تكرر مرتين وان التقدير (جيد) قد تكرر ثلاث مرات وفي مثل هذه الأحوال تكون رتب التقادير متساوية ، وتساوي متوسط الرتب المتتالية لها فمثلاً للمتغير (س) فان رتب التقدير (ممتاز) هي $1 \cdot 7$ ومتوسطها يساوي $1 + 7 \div 7 = 0.1$ ، وبالتالي فقد أعطينا الرتبة 0.1 للتقدير ممتاز ، وبالنسبة لرتب التقدير (جيد) فهي (0.1 ومتوسطها 0.1 + 0.1 + 0.1 + 0.1 ومقوسطها 0.1 + 0.1 + 0.1 + 0.1 التقدير التقدير .

دلالة الارتباط:

لغرض معرفة دلالة الارتباط الناتج بين المتغيرات هل هي معنوية ام عشوائية نقارن الدرجة الناتجة عن الارتباط بالدرجات الجدولية الخاصة بقيم الارتباط ،إذ نتعرف على الدرجة الجدولية من الملحق (١) كالآتي :

١ – إيجاد درجة الحرية وهي (ن - ٢)

٣- نقارن قيمة (ر) المحسوبة بين المتغيرين وبين قيمة (ر) الجدولية فإذا
 كانت قيمة (ر) المحسوبة اكبر من الجدولية فان هذا يعني وجود ارتباط
 معنوي ولا تؤثر الإشارة (+) أو (.) على حساب المعنوية بدلالة الجدول

مثال : في احد الاختبارات المهارية ظهرت علاقة ارتباط بين الدحرجة والتهديف بكرة القدم أنها (٠.٦٧) وكانت العينة ٣٢ لاعباً هل يوجد ارتباط بين الاختبارين؟ الجواب : نقارن(ر) المحسوبة البالغة (٠.٦٧) مع قيمة (ر) الجدولية والتي تستخرج كما يلي :

١- درجة الحرية = ن - ٢ = ٣٢ - ٢ = ٣٠

٢- نأخذ درجة (ر) الجدولية المقابلة لدرجة حرية ٣٠ البالغة (٠٠.٣٠) عند
 نسبة الخطأ (٠٠.٠٠) .

٣- نقارن بين الدرجتين، فنجد أن قيمة (ر) المحسوبة (٠٠.٦٠) اكبر من الجدولية (٠٠.٣٥) عند نسبة خطأ (٠٠٠٠) ، وهذا يعني دلالة الارتباط بين الدحرجة والتهديف .

رابعا: معامل ارتباط فاي (Ø):

يستخدم معامل ارتباط فاي (\emptyset) في حساب العلاقة بين متغيرين منفصلين (اسميين) ، اي يستخدم في الحالات التي يقسم فيها كل من المتغيرين الى نوعين مختلفين مثل الصفات ومعكوساتها (ذكور – اناث ، علمي – ادبي ، صواب – خطأ ، نعم – لا ، راسب – ناجح ، ضعيف – متفوق ، وغيرها) لذا فهو يصلح لتحليل مفردات اسئلة الاختبارات النفسية ، ويصلح في حساب العلاقة بين الاباء والابناء ، والعلاقة بين المعلمين وتلاميذهم ، وغيرها . ويمكن ان يستخدم في حساب العلاقة بين المتغيرات المتصلة ، او المستمرة بعد تحويلها الى متغيرات ثنائية كما هو الحال في حالة تحليل التباين الثنائي (سيأتي الحديث عنه) .

مثال : اذا كانت لدينا اجابة ثنائية (نعم - لا) عن سؤالين مختلفين (س ، ص) ، احسب العلاقة بين الاجابات عن هذين السؤالين من البيانات الاتية :

- 11	7		U3
المجموع	У	نعم	ص //
١٤	۹ (ب)	(أ)0	نعم
١٧	(7) ξ	۱۳ (خ)	K
٣١	١٣	١٨	المجموع

خطوات الحل : نحسب معامل ارتباط فاي (\emptyset) من المعادلة الاتية :

$$\frac{-2}{\sqrt{(2+4)(2+4)(2+4)}} = (\emptyset)$$
 معامل ارتباط فاي $= (\emptyset)$ معامل ارتباط فاي $= (\emptyset)$ معامل الارتباط فاي $= (\emptyset)$ معامل الارتباط فاي $= (\emptyset)$

حل اخر:

نحول التكرارات الى نسب من المجموع الكلي (٣١) على النحو الاتى:

			W .
مج النسب	X	نعم	ص
٥٤,٠(هـ)	۰٫۲۹ (ب)	(أ)٠,١٦	نعم
۰,۰٥(ي)	(2) ٠,١٣	۲٤, ۰ (ج)	K
1,	۰,٤٢ (ي)	٨٥,٠ (ه)	مج النسب

نحسب معامل ارتباط فاي (٥) من المعادلة الاتية:

 $\frac{0,42\times0,29\times0,13\times0,16}{\sqrt{0,42\times0,58\times0,55\times0,45}} =$

-, هامل الارتباط فاى ($=(\emptyset - 1, \xi)$

وهي نفس النتيجة التي حصلنا عليها سابقاً.

ويتم حساب الدلالة الإحصائية لمعامل ارتباط فاي (\emptyset) بطريقتين هما :

استخدام کا ۲ :

يتم حساب الدلالة الإحصائية لمعامل ارتباط فاي (\emptyset) من علاقته \mathbb{Z} من المعادلة الاتبة :

$$\frac{\sqrt{\square \leq}}{\circ} = (\varnothing)$$

 $(1 - 3)^{1} = (3$ درجات حریة کا = (3 عدد الصفوف – ۱)

 $\times 1 = 1 \times 1 = 1 \times 1 = 1$ درجات حریة کا

نكشف عن قيمة كا الجدولية المقابلة لدرجات حرية (١) في الجداول الاحصائية الخاصة بـ كا عند المستويات 0.00 ، 0.00 ، 0.00 نجدها مساوية 0.00 ، 0.00 على الترتيب.

.. قيمة كا 7 (0,7۷) > كا 7 الجدولية (7,۸٤) عند مستوى 0,٠٠٠

.. معامل ارتباط (\emptyset) دال إحصائياً عند مستوى 0,0 ، وبالتالي يمكن القول انه توجد علاقة سالبة دالة إحصائياً بين استجابات الافراد عن السؤال (ω) واستجاباتهم عن السؤال (ω) .

مثال : احسب معامل ارتباط (\emptyset) و کا من البیانات الاتیة :

مرتفع	منخفض	س ص
٧٣	٤٩	منخفض
91	٣٧	مرتفع

خامسا: معامل ارتباط التوافق:

يستخدم معامل ارتباط التوافق في حساب العلاقة بين المتغيرات ثنائية التقسيم غير القابلة للقياس العددي بعد رصدها في صورة جداول تكرارية مزدوجة عدد خلايا اعمدتها او صفوفها اكبر او تساوي اثنين ($\leq \Upsilon$) مثل : الحالة الاجتماعية (متزوج ، اعزب ، مطلق) لون البشرة (ابيض ، قمحي ، اسود) ، الجنسية (مصري ، سعودي ، سوري) ، وغيرها من المتغيرات التي لا نستطيع قياسها قياساً كمياً ، اي ان معامل ارتباط التوافق يستخدم في حساب العلاقة بين المتغيرات التي يتم وصفها وصفاً كيفياً ، ويحسب من المعاملة الاتية :

$$\frac{1}{+}$$
 معامل ارتباط التوافق (ق) = $\sqrt{\frac{1}{+}}$

حيث ان:

مربع تكرار كل خلية مج
$$\frac{1}{2}$$
 مج التكرارات لعمود تلك الخلية \times مج التكرارات لصف نفس الخلية

مثال : اذا اردنا حساب العلاقة بين لون العيون لدى الاباء ولونها لدى ابنائها من بيانات الجدول الاتي :-

				الابناء
مج	بنية	خضراء	زرقاء	الاباء
١.	٤	٤	۲	زرقاء
١.	٦	١	٣	خضراء
١.	٣	۲	٥	بنية
٣.	١٣	٧	١.	مج

خطوات الحل:

حساب حـ:

$$\cdot, \cdot \xi = \frac{4}{10 \times 10} = (\Upsilon)$$
 بالنسبة للتكرار (۲)

$$\cdot, \cdot \cdot = \frac{9}{10 \times 10} = (r)$$
 بالنسبة للتكرار (۲)

$$\cdot, \tau \circ = \frac{25}{10 \times 10} = (\circ)$$
 بالنسبة للتكرار (°)

•,۲۳ =
$$\frac{16}{10 \times 7}$$
 = (٤) بالنسبة للتكرار (٤)

$$\cdot, \cdot \cdot = \frac{1}{10 \times 7} = (1)$$
 بالنسبة للتكرار (٥)

$$\cdot, \cdot 7 = \frac{4}{10 \times 13} = (7)$$
 بالنسبة للتكرار (7)

$$\cdot$$
,۱۲ = $\frac{16}{10\times13}$ = (٤) بالنسبة للتكرار (٧)

$$\cdot, \mathsf{YA} = \frac{36}{10 \times 13} = (\mathsf{T})$$
 بالنسبة للتكرار (\(\lambda \)

$$\cdot, \cdot \vee = \frac{9}{10 \times 13} = (7)$$
 بالنسبة للتكرار (٩)

$$+ \cdot, 17 + \cdot, \cdot 7 + \cdot, \cdot 1 + \cdot, 77 + \cdot, 70 + \cdot, \cdot 9 + \cdot, \cdot \xi = \underline{\quad}.$$

+ ., ٢ ٨

1,10= .,.

$$\frac{1}{+}$$
 $\sqrt{1}$ = (ق) = 1 معامل ارتباط التوافق

$$., 77 = \frac{1}{1,15} - \sqrt{=}$$

نحسب الدلالة الإحصائية لمعامل التوافق عن طريق حساب كا ، ونقارن القيمة المحسوبة بالقيمة الجدولية ل كا المقابلة لدرجات حرية = (عدد الاعمدة -1) (عدد الصفوف -1)

اذ ان:

ن = عدد افراد العينة

ق = مربع معامل التوافق المحسوب

$$\xi, \xi \Lambda = \frac{(0,36) \times 30}{(0,36) - 1} = 15.$$

قيمة كا المقابلة لدرجات حرية ٤ عند مستويي ٥٠,٠٥ ، ١٣,٢٨ ، $9, \xi 9 = 9, \xi 9$ ، ١٣,٢٨ على الترتيب .

. . قيمة كا المحسوبة (٤,٤٨) غير دالة احصائياً .

. . معامل ارتباط التوافق (٠,٣٦) غير دال احصائياً ، وبالتالي يمكن القول بأنه لا توجد علاقة داله بين الخصائص الوراثية للون العيون عند الاباء ولونها لدى ابنائهم

$$\frac{\Delta}{\Delta} = \frac{\Delta}{\Delta}$$
ق = $\frac{\Delta}{\Delta}$

ونستطيع الحكم على قوة معامل التوافق من ناتج المعاملة الاتية:

$$\frac{\overline{b}}{b}$$
 = قوة معامل التوافق

وتخضع قوة معامل التوافق لمحكات الحكم على قيمة نسبة الارتباط .(Yœ , n2)

مثال : احسب معامل ارتباط التوافق من البيانات الاتية :

مرتفع	منخفض	<u>ص</u> س
٠,٢٠	٠,٢٧	راسب
٠,٢٣	٠,٣٠	ناجح

سادسا: معامل ارتباط كاندل للرتب

يعد معامل ارتباط كاندل (kendell) للرتب و الذي يسمى بتاو من الوسائل الاحصائية المستخدمة لاستخراج العلاقة بين متغيرين رتبيين من ناحية ويستخدم كبديل لمعامل ارتباط سبيرمان (Spearman) من ناحية أخرى .

مثال: أراد باحث معرفة العلاقة بين ترتيب طلبة المرحلة الأولى في كلية التربية الاساسية بالجامعة المستنصرية في متغير الابداع و الثقة بالنفس ، وقد تكونت العينة من (١٤) طالبا كما في الجدول الآتي :

جدول ترتيب طلبة المرحلة الأولى في كلية التربية الاساسية بالجامعة المستنصرية في متغير الابداع والثقة بالنفس

المعكوسات	الاتفاقات	الترتيب في	الترتيب في	اسم الطالب	ت
(살)	(ق)	الثقة بالنفس	الابداع (س)		
		(ص)			
صفر	١٣	١	١	محمد	١
صفر	١٢	۲	۲	أحمد	۲
۲	٩	٥	٣	ياسين	٣
١	٩	£	£	مصطفى	ź
١	٨	٦	٥	إبراهيم	٥
صفر	٨	٣	٦	خليل	٦
۲	٥	٩	٧	إسماعيل	٧
صفر	٦	٧	٨	محمود	٨
١	£	١.	٩	حسن	٩
صفر	£	٨	١.	فاضل	١.
۲	١	١٣	11	خالد	11
صفر	۲	11	١٢	طارق	١٢
صفر	صفر	١٤	١٣	حامد	۱۳
صفر	صفر	١٢	1 £	ماجد	۱ ٤
مدك=١٠	مدق=۸۱				المجموع

إن معامل ارتباط كاندل للترتيب يتطلب ما يأتي:

أ- ترتيب المتغير (س) تصاعديا و يعني البدء بالرتبة (١) صعودا إلى أخر الرتب.

ب- إن رتب المتغير (ص) تكون كما هي بالنسبة لكل شخص من أفراد عينة البحث.

ج - إن الاتفاقات (Agreement) (ق) تعني عدد الأشخاص التي يسبق بها الشخص الآخرين من الرتب على المتغير (ص).

د – إن المعكوسات (Inversion) (ك) تعني عدد الأشخاص التي يكون فيها الشخص لاحقا للاخرين ، وهذا يتمثل في حذف الرتب الأقل منه و الذين يقعون من بعده .

- ه يستخرج مجموع الاتفاقات (ق).
- و يستخرج مجموع المعكوسات (ك).
- أما استخراج معامل ارتباط كاندل للرتب فيتم من خلال استخدام (٣) معادلات للمثال السابق و هي:

المعادلة الاولى:

$$\frac{a - a - b - a}{2}$$
 کاندل تاو = $\frac{a - a - b}{2}$

$$\frac{10-81}{\{14-^2(14)\}\frac{1}{2}} =$$

$$0.78 = \frac{71}{91}$$

المعادلة الثانية:

$$1 - \frac{4 \text{ مدق}}{\text{id}} = \frac{4}{\text{o}}$$
 کاندل تاو

$$1 - \frac{81 \times 4}{(1-14)14} =$$

$$1 - = \frac{324}{182}$$

المعادلة الثالثة:

$$2 \text{lich ill} = 1 - \frac{4 \text{ ach}}{\text{ill}}$$

$$\frac{10 \times 4}{13 \times 14} - \gamma =$$

$$\frac{40}{182} - 1 =$$
•, $\forall \lambda = \cdot$, $\forall Y - 1 =$

سابعا : معامل الاقتران (Coefficient of Association):

يعد معامل الاقتران الذي وضعه يول (Yule) من معاملات الارتباط لمعرفة العلاقة بين متغيرين متقطعين ، وتستخدم المعادلة الاتية :-

$$\frac{1}{x} = \frac{1}{x} = \frac{1}{1}$$
معامل الاقتران

حیث یمثل: أ، ب، ح، د خلایا

مثال: اراد باحث التعرف على العلاقه بين الارشاد والتوافق النفسي ، ولتحقيق هذا الهدف تم تعرض (٦٠) طالبا جامعيا للارشاد النفسي ، (٥٢) طالبا لم يتعرضوا لبرامج الارشاد وكانت النتائج كما نوضحه في الجدول الاتي:

المجموع	ليس لديهم نمو في	لديهم نمو في	التوافق النفسي
	التوافق النفسي	التوافق النفسي	
			الارشاد النفسي
٦.	ب	Í	تعرضوا للارشاد
	1	٥,	النفسي
٥٢	د	۲	لم يتعرضوا للارشاد
	٣٧	10	النفسي
117	٤٧	70	المجموع

$$\frac{15x10 - 37x50}{15x10 + 37x50} = \frac{15x10 - 37x50}{15x10 + 37x50}$$

$$0.85 = \frac{1700}{2000} = \frac{150 - 1850}{150 + 1850} =$$

ثامنا :الانحدار (Regression):

ان خط الانحدار وان كان يسمى بالتنبؤ بقيمة (ص) بدلالة (س) فان خط الانحدار يتضمن إن (س) هو المتغير المستقل وان (ص) هو المتغير التابع ، وتستخدم المعادلة الاتية:

- = ب س + أ

وهذا يعني إن القيمة المتوقعة ل (ص)تساوي قيمة س ومضروبة X عدد ثابت معين ومضافا اليه عدد ثابت اخر هو (أ): مثال: قام باحث بتطبيق اختبارين الاول اختبار الذكاء (س) والثاني اختبار الابداع (ص) على عينة من طلبة الجامعة تألفت من (١٠) اشخاص وكانت النتائج للاختبارين كالاتي:

جدول حساب معادلة انحدار (ص) من (س)

س²	س ص	و	۳	ت
£ • •	٦.,	۳.	۲.	١
٩.,	17	٤.	۳.	۲
1 £ £	7 £ .	۲.	1 7	٣
770	4 40	40	10	٤
٩	10.	٥,	۳.	٥
770	٧٥,	۳.	40	٦
٥٧٦	777	47	۲ ٤	٧
٩	١.٨.	٣٦	۳.	٨
1.75	1 7 % •	٤.	٣٢	٩

V Y 9	990	٣٥	**	1.
7 £ 7 7	٨٦٩٢	۳۳٤	7 £ 0	المجموع

$$\frac{\left(\text{co} \right)^{-2} \left(\text{co} \right)^{-2} \left(\text{co} \right)^{-2}}{\text{co} \left(\text{co} \right)^{-2} \left(\text{co} \right)^{-2}} = \left(\text{co} \right)^{-2} \left(\text{co} \right)^{-2} \left(\text{co} \left(\text{co} \right)^{-2} \left(\text{co} \left(\text{co} \right) \right)^{-2} \left(\text{co} \left(\text{co} \left(\text{co} \right) \right)^{-2} \left(\text{co} \left(\text{co} \right) \right)^{-2} \left(\text{co} \left(\text{co} \right) \right)^{-2} \left(\text{co} \left(\text{co} \left(\text{co} \left(\text{co} \left(\text{co} \right) \right)^{-2} \left(\text{co} \left(\text{co} \left(\text{co} \right) \right)^{-2} \left(\text{co} \left(\text{co} \left(\text{co} \left(\text{co} \left(\text{co} \right) \right)^{-2} \left(\text{co} \left($$

ب-

1.21=1

القيمة الثابتة (أ)=

$$\left(\frac{\cos \omega}{i}\right) - \frac{\cos \omega}{i} = 1$$

$$\left(\frac{245}{10}\right) 1.11 - \frac{10}{10} = 1$$

3,755=29,645-33,4=124,5x1,21-33,4=1

3,76 = 1

وهكذا يمكن القول اذا استعضنا عن قيمة (ب) فقيمة (أ) في معادلة خط الانحدار المستقيم والتي تسمى بمعادلة انحدار (ص) من (س) او التنبوء ب (ص) من (س) ص = (1,21) × (1,21) × (1,21)

وإذا اردنا درجة الشخص الرابع الذي درجته في (m) = 10 ، فإن درجته المتوقعة في (m) = 10

$$21.91 = 3.76 + 10 \times 1.21 = ^0$$

الفصل السابع اختبارات الفروق بين المتوسطات

الاختبارات المعلمية - الفروق بين المتوسطات

تعد طرق حساب دلالة الفروق بين المجموعات أو العينات المأخوذة من المجتمع الإحصائي من أهم الإجراءات الإحصائية في مجال القياس والتقديم في التربية الرياضية ، إذ تستخدم هذه الوسائل لدراسة الفروق بين المجموعات أو العينات في حالة كان المدرس أو المدرب يريد التعرف على مدى التقدم الذي حققه مجموعة معينه من اللاعبين أو الطلاب ومدى تأثير المنهج التدريبي في ذلك التقدم ؟

فإذا فرضنا أن المدرب قام باختبار لاعبيه قبل تطبيق المنهج التدريبي في اختبار القوة الانفجارية للرجلين وكان متوسط درجات اللاعبين (٤٥ سم) ،ثم أصبح بعد انتهاء تطبيق المنهج (٢٠ سم) فهل من الممكن أن يؤكد لنا المدرب أن الفروق الظاهرية بين متوسط مجموعة اللاعبين تدل على حدوث تقدم لهم في القوة الانفجارية نتيجة التدريب والجواب هو أن لا يمكن أن نعتبر الحكم الظاهري حكماً صحيحاً إلا بعد استخدام الاختبارات الإحصائية التي يمكن أن تؤكد دلالة هذا التقدم من عدمه، والتحقق من أن الفروق بين المتوسطات فروق حقيقية يلزمنا اختبار دلالة هذه الفروق باستخدام اختبار (ت) الإحصائي وهو من أكثر اختبارات الدلالة شيوعاً في الأبحاث النفسية والتربوية الرياضية .

ويهدف هذا لاختبار إلى معرفة ما إذا كانت الفروق بين المتوسطات حقيقية وتعزى إلى متغيرات معينه أم أنها تعزى إلى الصدفة وتستخدم اختبارات (ت) نسبة إلى أبحاث العالم (ستودنت) لقياس دلالة فروق المتوسطات المرتبطة وغير المرتبطة للعينات المتساوية وغير المتساوية وعند استخدام اختبار (ت) على الباحث أن يدرس خصائص متغيرات البحث من النواحي الآتية:

1- حجم العينة: يستخدم اختبار (ت) للعينات الكبيرة (اكبر من ٣٠) والعينات الصغيرة (اصغر من ٣٠) وعلما كان التوزيع يميل للاعتدال كلما كان أفضل.

- ٢- الفرق بين عينتي البحث: يفضل أن تكون حجم عينتي البحث متقارباً
 بمعنى أن لا يكون الفرق بينهما كبيراً
- ٣- مدى تجانس العينة: يقاس مدى تجانس بقسمة التباين الأكبر على
 التباين الأصغر أى النسبة الفائتة إذ أن:

التباين الأكبر

ف = _____

التباين الأصغر

مثال: اذا كان تباين العينة الأولى ١٤.٧٥ وعدد أفراد العينة ٥١ وتباين المجموعة الثانية ١١.٤ وعدد أفرادها ٨٥؟

18.40

.. ف = -----

11.27

وبالكشف عن الدرجة الجدولية ل (ف):

(۱۰ – ۱ = ۰۰) ،(۸۰ – ۱ = ٤٨) عند درجة (۰.۰۰) نجد أنها ۱.۵۲ وبما أن قيمة (ف) المحسوبة (۱.۲۹) اقل من قيمة (ف) الجدولية (١.٥٢) . فهى نسبة غير دالة وبذلك يمكن حساب (ت) بين المتوسطين للمتغيرين.

٤ - مدى اعتدالية التوزيع التكراري لكل من عينتي البحث:

إذ أن التوزيع الاعتدالي ينحصر بين (± ٣) ويقاس ذلك بمعامل الالتواء وهو:

وتستخدم اختبارات (ت) في الحالات الآتية: أولا // دلالة الفرق بين المتوسطين لعينتين غير مترابطة ومتساوية العدد (مستقلة): ويمكن إيجاد دلالة الفرق بينهما وفق المعادلة الآتية:

إذ أن

 m_1 = lleud lleul; llocal lleul l

 $m \Upsilon^- = He m d He Me Manager Manager$

ع، $^{\prime}$ = التباين للمجموعة الأولى (مربع الانحراف المعياري) .

ع، $^{'}$ = التباین للمجموعة الثانیة (مربع الانحراف المعیاري) .

ن= عدد أفراد العينة.

مثال : اوجد دلالة الفرق بين المتوسطين للبيانات التالية

البيانات	المجموعة الأولى	المجموعة الثانية
الوسط الحسابي	17.0	17.0
الوسيط	١٦.٤	17.7
الانحراف المعياري	1.7 £	1.57
ن	11	11

الحل:

۱ – معرفة تجانس العينتين عن طريق النسبة الفائية
$$(1.٤٦)$$

وبالكشف عن درجة حربة 1-1=1 التباين الأكبر و 1-1=1 التباين الأصغر نجد قيمة (ف) الجدولية = 1.9 عند نسبة خطأ (1.0) وبما أنها اكبر من العينتين.) المحسوبة (1.79) وهذا يعنى تجانس العينتين.

٢- معرفة مدى اعتدالية التوزيع لكل من عينتي البحث عن طريق إيجاد معامل
 الالتواء:

وهذا يعني أعتدالية التوزيع للمجموعتين وبهذا نحقق الشرطين لإيجاد قيمة (ت) من خلال المعادلة أعلاه:

$$\frac{3^{7} + 3^{7}}{1 - 0}$$

$$\frac{7}{1 - 0}$$

$$= \frac{17.0}{1.00}$$

$$= \frac{17.0}{1.00}$$

$$\frac{17.00}{1.00}$$

وبالكشف عن قيمة (ت) الجدولية تحت مستوى دلالة (٠٠٠٠) ودرجة حرية (ن ١+ن ٢- ٢) = ١١+١١ – ٢ نجدها تساوي (٢٠٠٩) وهي اكبر من قيمة (ت) المحسوبة (٢٠٠٦)

.. لا توجد فروق ذات دلالة معنوية بين المجموعتين.

مثال: أجريت دراسة مقارنه للقوة المميزة بالسرعة لطلاب كلية التربية الرياضية في جامعتي بغداد والموصل فاطهرت النتائج ما يلي ، هل يوجد فروق ذات دلالة إحصائية بين طلاب الجامعتين ؟

الموصل	بغداد	البيانات
17.77	1 2 . 7 7	الوسط الحسابي

1.£1	1.77	الوسيط
11.84	18.18	الانحراف المعياري
٥٥	00	ن

وبالكشف عن الدرجة الجدولية لـ(ف) 00-1=30 كبير و 00-1=30 صغير نجد أنها تساوي 1.95 وهي اكبر من قيمة (ف) المحسوبة (1.17) مما يدل على تجانس العينتان.

٢- معرفة مدى اعتدالية التوزيع لكل من عينتي البحث عن طريق إيجاد معامل
 الالتواء:

الانحراف المعياري

إذ أن:

وبما أن قيم معامل الالتواء لم تتجاوز (± ٣) فهذا يعني اعتدالية التوزيع للمجموعتين .

وبذلك نجد قيمة (ت) عن طريق المعادلة:

$$\frac{17.77 - 15.77}{=} = \frac{7}{1.51} + \frac{7}{1.50} = \frac{7}{1.50} = \frac{7}{1.51} + \frac{7}{1.50} = \frac{7}{1.$$

 المحسوبة (٧.١٢) مما يؤكد وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين المجموعتين في القوة المميزة للسرعة للذراعين ولصالح طلاب جامعة بغداد .

ثانياً: دلالة الفروق بين وسطي مجموعتين غير مرتبطة وغير متساوية:

يمكن إيجاد الفروق بين المجموعتين وفقاً لما يلي:

أ- إذا كان عدد العينة اكبر أو مساو إلى ٣٠ نطبق المعادلة الآتية

$$\frac{-7 \cdot w - -7 \cdot w}{-7 \cdot w} = \frac{-7 \cdot w + 7 \cdot w + 7 \cdot w + 7 \cdot w}{-7 \cdot w + 7 \cdot w}$$

$$\left(\frac{1}{7 \cdot w} + \frac{1}{1 \cdot w} \right) - \frac{7 \cdot w + 7 \cdot w + 7 \cdot w}{-7 \cdot w + 7 \cdot w}$$

ب – إذا كان عدد العينة اصغر من ٣٠ نطبق المعادلة الآتية: $_{\rm m}$ – $_{\rm m}$

إذ أن:

س – ۱ = المتوسط الحسابي للمجموعة الأولى

m-Y =المتوسط الحسابي للمجموعة الثانية

ع، 7 = التباين للمجموعة الأولى (مربع الانحراف المعياري)

ع $_{1}$ = التباين للمجموعة الثانية (مربع الانحراف المعياري)

ن ١ = حجم العينة للمجموعة الأولى

ن٢= حجم العينة للمجموعة الثانية

مثال : طبق اختبار لمعرفة مستوى الدافعية نحو التدريب بالأثقال على مجموعتين من اللاعبين المميزين وأخرى من اللاعبين المبتدئين بكرة القدم وأظهرت النتائج ما

يلى:

مبتدئين	مميزين	البيانات
74.01	79.77	الوسط الحسابي
71.88	۲۸.۱۳	الوسيط
٤.١٣	۳.٦٧	الانحراف المعياري
٤٢	77	ن

ثم تقارنها بالدرجة الجدولية لـ(ف) والتي تساوي درجة التقاطع بين (ف) الكبيرة (77 - 1) = 78 و (ف) الصغيرة (77 - 1) = 78 و (ف) الصغيرة (77 - 1) = 78 وجدت (78) وهي اكبر من قيمة (ف) المحسوبة 78 مما يدل على تجانس العينتان.

٢- معرفة مدى اعتدال التوزيع لكل من عينتي البحث عن طريق إيجاد معامل
 الالتواء:

وبما أن قيم معامل الالتواء تقع ضمن (± 7) فهذا يعني اعتدالية التوزيع . ثم نجد قيمة (-7) عن طريق المعادلة الآتية :

وبالكشف عن قيمة (ت) الجدولية (ن1+i) = 7+i = 7+i = 7+i نجد أنها (7.7) وهي اقل من قيمة (ت) المحسوبة (7.7) مما يدل على وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين المجموعتين ولصالح مجموعة اللاعبين المميزين.

ثالثاً: دلالة الفرق بين عينتين غير متجانستين:

في بعض الأحيان مع اختلاف حجم العينة في المجموعتين يكون هناك اختلاف كبير في الانحراف المعياري لذا لا يمكن استخدام (ت)كما سبق ونستخدم المعادلة الآتية:

$$\frac{1}{\frac{1}{1}} = \frac{1}{1}$$

مثال : اوجد دلالة الفرق بين المتوسطين لعينتي من البيانات الآتية :

مج ۲	مج ۱	البيانات
١٨.٠٧	11.70	الوسط الحسابي
۲٠.۲۳	11	الوسيط
0.77	19.77	التباين
70	١٤	ن

الحل:

١- حساب التجانس عن طريق النسبة الفائية:

وبالرجوع لقيمة (ف) الجدولية عند درجة حرية ٢٥.١٤ ومستوى دلالة (٠٠٠٠) نجدها (٢٠١١) وبما أن قيمة (ف) المحسوبة اكبر من الجدولية ، إذن فالعينتين غير متجانستين .

٣- استخراج قيمة (ت) الجدولية لكل من العينة الأولى والثانية .

وتساوي للعينة الأولى عند درجة حرية ١٠١٤ = ١٣ ومستوى دلالة (٠٠٥) نجدها (٢٠١٦)

وللعينة الثانية عند درجة حرية ٢٥-١=٢٤ ومستوى دلالة (٠٠٠٥) نجدها ٢٠٠٦٠ وللكشف عن دلالة الطرفين نطبق المعادلة الآتية:

وبما أن قيمة (ت) المحسوبة (٥.٣٣) اكبر من قيمة (ت) الجدولية (٢٠١٥) فالفرق بين المتوسطين ذات دلالة إحصائية تحت مستوى دلالة (٠٠٠٥).

رابعاً: دلالة الفرق بين متوسطين لعينتين مترابطتين :

العينة المترابطة هي العينة التي يجري عليها اختبار معين ومن ثم يجري عليها نفس الاختبار بعد فترة محدده من قبل الباحث وهو ما يسمى بالاختبار (القبلي – البعدى) ويمكن إيجاد قيمة (ت) عن طريق المعادلة الآتية:

إذ أن:

س ف = الوسط الحسابي للفروق بين الاختبارين الأول والثاني.

ع ف = الانحراف المعياري للفروق بين الاختبارين الأول و الثاني .

ن = عدد أفراد العينة.

مثال:

جرى اختبار لمقياس تركيز الانتباه على (١٢) لاعب وكانت نتائجهم المعبود (١٢) لاعب وكانت نتائجهم المعبود (٨٠١٠.٦٠١١.٩.٨.٥.٤.٧٠١٠.١٢.٩)، ثم أعيد تطبيق الاختبار عليهم بعد انتهاء البرنامج التدريبي الرامي لزيادة تركيز الانتباه فكانت نتائجهم على التوالي (١٠٠١٠.١٠.١١.٨.٦.٩.١٠.١٢.١٣) ،المطلوب هل توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين الاختبارين ؟

الحل:

ف۲	و	الاختبار القبلي	الاختبار البعدي
ŧ	۲+	٨	١.
1	1	١.	11
٩	٣	٦	٩

£	4	1.	١٣
1	1	٩	١.
٩	٣	٨	11
٩	٣	٥	٨
ŧ	۲	٤	٦
ŧ	۲	٧	٩
صفر	صفر	١.	١.
صفر صفر	صفر صفر	١٢	١٢
١٦	£	٩	١٣
مج ف ۲ = ۲۱	مج ف = ۲۳		

وبالكشف عن قيمة (ت) الجدولية لدرجة حرية (1-1) = 11 وتحت مستوى دلالة (0.00) نجدها (0.00) وهي اقل من قيمة (ت) المحسوبة (0.00) مما يدل على وجود فروق ذات دلالة معنوبة لصالح الاختبار البعدي ، أي أن البرنامج الثر في زيادة تركيز الانتباه للاعبين .

تحليل التباين : لدلالة الفروق بين أكثر من متوسطين :

في اختبارات الفروق السابقة ناقشنا فروض تساوي متوسطي مجموعتين أو مجتمعتين وهنا سوف نتعرف على كيفية المقارنة بين ثلاثة متوسطات فأكثر، فعلى سبيل المثال اذا أردت معرفة تأثير عدد من أساليب مختلفة للتدريب على متوسط اللياقة البدنية للاعبين أو إذا أراد احد الباحثين معرفة الفرق بين عدة طرق مختلفة للتعليم على مستوى الانجاز في القفز العالى.

ويعتبر تحليل التباين امتداد لاختبار (ت) ولهذا الغرض يتم سحب عينات عشوائية مستقلة كل منها من المجتمعات المختلفة محل الدراسة ويفترض أن يكون اعتدالي التوزيع وان المجموعات متجانسة التباين

ويتميز تحليل التباين بما يلي:

- ۱ طریقة لتحلیل نتائج عدد من التجارب المتوازنة تحدث كل منها في ظروف موحده وعلى مجموعات متجانسة.
- ٢- انه يعطينا تقديراً لعوامل الخطأ المنتظم الخاص بالفروق الناتجة من اختلاف المجتمعات مثل اختلاف النوع المستوى الدراسي، المستوى الاجتماعي والاقتصادي، التحصيل، المهارة، اللياقة، إلى غير ذلك.
 - ٣- تحليل الفروق بين الأفراد والمجتمعات إلى أكثر من عنصر .
 - ٤- تساعد هذه الطريقة على قياس الدلالة الإحصائية للفروق في الأداء .

ولغرض حساب قيمة (ف) المحسوبة، نستخدم المعادلة الآتية:

مجموع المربعات بين المجموعات =

درجات الحرية بين المجموعات

مجموع المربعات داخل المجموعات

متوسط المربعات داخل المجموعات =

درجات الحرية داخل المربعات

درجات الحرية بين المجموعات = عدد المجاميع - ١ درجات الحرية داخل المجموعات=حجم العينة الكلي - عدد المجاميع

مثال: قام احد الباحثين، باستخدام ثلاث وسائل تدريبية على ثلاث مجموعات لمعرفة أي الوسائل له تأثير اكبر في رفع مستوى التهديف من القفز المحتسب بثلاث نقاط بكرة السلة فحصل على النتائج الآتية:

مجموعة ٣	مجموعة ٢	مجموعة ١
٨	٧	٩
٩	٦	٧
١٢	11	١.
١٣	٩	٨

١٢	٨	٧
١٣	٧	11
٩	٩	٦
مج ۲۶	مج ۲٥	مج ۸ه

الحل:

١- نقوم بحاصل جمع كل مجموعة

ح = ٥٠٠٣١١

٤- إيجاد مجموع المربعات بين المجموعات وتساوي:

Y Y

 $YV.\Lambda I = II\Lambda V..0 - IVI..\Lambda I =$

٥- مجموع المربعات داخل المجاميع = مجموع المربعات الكلى

- مجموعة المربعات بين المجموعات

177.17 = 74.41 - 159.95 =

24.41

V نجد متوسط المربعات داخل المجموعات وذلك بقسمة مجموع المربعات داخل المجموعات على على على درجات الحريات الحريات V المجموعات V المجموعات V المجموعات V المجموعات V المجموعات V المجموعات المحبوطات المحبوط

17۲.۱۳ متوسط المربعات داخل المجموعات = - ۱۸۸۵ متوسط المربعات داخل المجموعات = - ۱۸۸۵

9- إيجاد قيمة (ف) الجدولية تحت درجة حرية (ن- ۱) ، (ك-1) وتساوي (٢٠٤١) ، (٣٠٤١) وهي (٣٠٤٩) تحت مستوى دلالة (٠٠٠٥) وبما أن قيمة (ف) الجدولية اكبر من قيمة (ف) المحسوبة (٢٠٠٥)، إذن لا توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين المجاميع .

١٠ - توضع النتائج السابقة في جدول تحليل التباين

الدلالة	قيمة ف	قيمة ف	متوسط	درجات	مجموع	مصدر
الإحصائية	الجدولية	المحسوبة	المربعات	الحرية	المربعات	التباين
			17.9.0	۲	۲۷.۸۱	بین
غير دال	٣.٤٩	۲.۰٥	11.110	'	1 7.77	المجموعات
			٦.٧٨٥	1.4	1 £ 9 . 9 £	داخل
			(. , , , 5	1 1 1	127.72	المجموعات
				۲.	144.40	المجموع

مثال: جرى اختبار السحب على العقلة لثلاث مجاميع من الرياضيين تتكون كل مجموعه من (٥) رياضيين والمطلوب إيجاد الفروق في مستوى الأداء، علماً بأنهم حصلوا على التكرارات الآتية:

مجموعة ج	مجموعة ب	مجموعة أ
٣	٧	0
£	٧	۲
٧	٧	٦
٣	٨	٥
۲	٩	٤

19 77

الحل:

١- نقوم بحاصل جمع كل مجموعة

٢- نقوم بإيجاد معامل التصحيح

$$(m)^{\gamma}$$
 مج $(m)^{\gamma}$ $(m)^{\gamma}$

 7 - إيجاد مجموع المربعات الكلي = مج س 7 - ح = مجموع المربعات الكلي = مربعات الكلي

٦٨.9٣

٤- إيجاد مجموع المربعات بين المجموعات وتساوي:

مجموع المربعات داخل المجاميع = مجموع المربعات الكلي - مجموعة المربعات بين المجموعات

70.7 = £T.77 - 71.97 =

7 نجد متوسط المربعات بين المجموعات وذلك بقسمة مجموع المربعات بين المجموعات على درجات الحرية بين المجموعات (7 - 1) = 7 .

V نجد متوسط المربعات داخل المجموعات وذلك بقسمة مجموع المربعات داخل المجموعات على على على على المجموعات الحريات الحريات V المجموعات وذلك بقسمة مجموع المربعات داخل

متوسط المربعات داخل المجموعات

۲.۱

9- إيجاد قيمة (ف) الجدولية تحت درجة حرية (ن- 1) ، (ك-1) وتساوي (-1) ، (-1) ، (-1) ، (-1) ، (-1) ، (-1) ، تحت مستوى دلالـة (-1) ، فنجـدها (-1) وبمـا أن قيمة (ف) الجدولية اصغر من قيمة (ف) المحسوبة (-1) ، إذن توجد فروق ذات دلالـة إحصـائية بين المجاميع ، ولكن لانستطيع أن نحدد إلى أي المجاميع ظهرت هذه النتائج ؟ وعليه نلجأ إلى استخدام وسيلة إحصـائية جديدة لتحديد أي المجموعات أحدثت تلك الفروق ، تسمى أقل فرق معنوي (L.S.D) .

١٠ - توضع النتائج السابقة في جدول تحليل التباين

الدلالة	قيمة ف	قيمة ف	متوسط	درجات الحرية	مجموع	مصدر
الإحصائية	الجدولية	المحسوبة	المربعات	נקבים ושקבי	المربعات	التباين

دال	٣.٨٩	١٠.٤١	۲۱.۸۷	Y = 1 - W	٤٣.٧٣	بين المجموعات
إحصائيا			۲.۱۰	17=7-10	70.7	داخل المجموعات
					٦٨.٩٣	المجموع

11- إيجاد اقل فرق معنوي (L.S.D) لمعرفة أي المجموعات قد اثر في ظهور الفروق المعنوية.

وفي هذا المثال تطبق المعادلة الآتية (في حالة تساوي المجموعات).

$$\times$$
 (Σ) = (L.S.D) \times (Σ) = (L.S.D)

إذ أن: (ت) هي قيمة ت الجدولية.

(ن) هي حجم العينة لمجموعة واحدة فقط.

وقبل تطبيق المعادلة نجد:

- المتوسط الحسابي للمجموعات الـثلاث (٣٠٨ ، ٧٠٦) على التوالي .
- قيمة (ت) الجدولية المقابلة لدرجة حرية (١٢) وهي حجم العينة الكلي مطروحا منه عدد المجموعات ، إذ ظهرت (٢٠١٨) تحت مستوى دلالة (٠٠٠٠).

$$1.7. = \frac{7.1. \times 7}{2} \times (7.1 \text{ }) = (L.S.D)$$

- نقارن فروق الأوساط بين المجموعات بدرجة (L.S.D) الناتجة (۱.۳۰) ، فكل قيمة فرق اكبر من قيمة (L.S.D) يعني دلالة معنوية لصالح المجموعة التي يكون وسطها الحسابي اكبر.
 - جدول يبين المقارنات بين الأوساط الحسابية للمجموعات الثلاث:

الفروق	المقارنات
*T.Y = V.7 -£.£	بين الأولى والثانية
= ٣.٨ - £.£	بين الأولى والثالثة
*٣.٨ = ٧.٦ - ٣.٨	بين الثانية والثالثة

فنلاحظ أن الفروق المعنوية أظهرتها المجموعة الثانية .

مثال : أراد باحث أن يحدد دافعية مجموعة من الأفراد لممارسة أربعة أنواع من الألعاب الرياضية الجماعية (كرة قدم ، سلة ، يد ، الكرة الطائرة) وكانت النتائج كما يلى :

الكرة الطائرة // ۲، ۸، ۲، ٤، ۲، ۱، ۱، ۳، ۹، ۷، ۲، ٥

المطلوب: هل هناك فروق في مستوى الدافعية بين المجموعات؟

الحل: نجد قيمة (ف) كما في الخطوات السابقة تماما، فيكون جدول تحليل التباين كما يلي:

الدلالة	قيمة ف	قيمة ف	متوسط	درجات الحرية	مجموع	مصدر
الإحصائية	الجدولية	المحسوبة	المربعات		المربعات	التباين
دال	۲.٨٤	£ Y . £ V V	77790	٣ = ١ - ٤	۲۰۰۱.۲۸۵	بین

إحصائيا					المجموعات
		10.7.0	٤٠ = ٤ - ٤٤	757.910	داخل المجموعات
				77 £ 0.7	المجموع

ولوجود الدلالة الإحصائية ، نطبق قانون اقل فرق معنوي (L.S.D) ، لمعرفة أي المجاميع أكثر دافعية ، ولإيجاد ذلك نطبق قانون (L.S.D) الآتي الذي يطبق في حال عدم تساوي المجموعات :

وقبل تطبيق المعادلة نجد:

- المتوسط الحسابي للمجموعات الأربع وهي (١٩٠٦ ، ١٧.٧٣ ، ٥.٨٣) على التوالي .
- قيمة (ت) الجدولية المقابلة لدرجة حرية (٤٠) وهي حجم العينة الكلي مطروحا منه عدد المجموعات، إذ ظهرت (٢.٨٤) تحت مستوى دلالة (٠٠٠٠).

$$\frac{1+1+1+1}{1\cdot 17} + \frac{1}{17} \times 10.7 \cdot 0$$

$$\times 7.\lambda \xi = (L.S.D)$$

$$7.77 = (L.S.D)$$

- نقارن فروق الأوساط بين المجموعات بدرجة (L.S.D) الناتجة (6.72) ، فكل قيمة فرق اكبر من قيمة (L.S.D) يعني دلالة معنوية لصالح المجموعة التي يكون وسطها الحسابي اكبر.
 - جدول يبين المقارنات بين الأوساط الحسابية للمجموعات الأربع:

الفروق	المقارنات
1.47 = 14.44 - 14.7	بين القدم والسلة
*17.77 = 0.17 - 19.7	بين القدم واليد
*\\$.\V = \$.\\\ - \\\\\	بين القدم والطائرة
*11.9 = 0.17 - 17.7	بين السلة واليد
* \ Y . 9 = £ . \ Y - \ \ \ \ Y	بين السلة والطائرة
1 = \$.\\ - 0.\\	بين اليد والطائرة

فنلاحظ أن الفروق المعنوية أظهرتها المجموعتين الأولى والثانية ، أي أن دافعية الأفراد كانت باتجاه ممارسة (كرة القدم والسلة)

الفصل الثامن

الاختبارات اللامعلمية:

تعرضنا في الفصول السابقة لعدد من الاختبارات الإحصائية المعلمية مثل اختبارات (F، T، Z) ، وأوضحنا أن مثل هذه الاختبارات تقتضي توفر بعض الافتراضات حول معالم المجتمع التي تسحب منه العينات ، وبالتحديد افتراضات التوزيع الطبيعي وتجانس التباين فضلا إلى ذلك فان المتغيرات تفترض أن تكون مقاسة مقياسا فئويا على الأقل ، وهذا الافتراض مهم من اجل استخراج الوسط الحسابي والتباين الضروريين في المعادلات المستخدمة لإخراج المتغيرات الإحصائية ، أما إذا كانت متغيرات الدراسة مقاسة بمقياس رتبي أو اسمي ، فعندها لا نتمكن من إيجاد المعالم الإحصائية السابقة الخاصة بالاختبارات المعلمية ، وعليه يجب علينا استخدام (الاختبارات اللامعلمية) ، إذ أن هذه الاختبارات لا تتطلب أي افتراضات حول المجتمعات الإحصائية أو ضرورة أن يكون اختيار العينة من المجتمع عشوائيا .

والاختبارات هي:

أولا - اختبار مربع كاي:

يعتبر اختبار مربع كاي (كا^٢) من أهم اختبارات الدلالة الإحصائية لأنه لا يعتمد على شكل التوزيع التكراري ، ولذا فهو يعد من المقاييس اللابارومترية أي مقاييس التوزيعات الحرة لأنه لايشتمل على افتراضات محددة فيما يتعلق باعتدالية توزيع البيانات ، وترجع نشأة هذا الاختبار إلى عالم النفس الإحصائي الشهير كارل بيرسون (١٩٠٠) ، وهو يستخدم لحساب دلالة فروق التكرارات أو البيانات العددية التي يمكن تحويلها إلى تكرار مثال النسب والاحتمالات .

وهذا الاختبار يهدف إلى تحديد ما إذا كانت التكرارات المشاهدة تختلف عن التكرارات المتوقعة لأسباب تتعلق بعوامل الصدفة أم تتعلق بعوامل جوهرية . وهذا يعني إن اختبار (كا^٢) يعتمد على قياس حسن المطابقة بين التوزيع التكراري التجريبي بالمقارنة بصورته النظرية .

طرق حساب کا :

إن اختبار مربع كاي (كا ً) يقيس مدى الاختلاف بين التكرار المشاهد والتكرار المتوقع ، ويتم ذلك عن طريق حساب مجموع مربعات انحرافات التكرار المشاهد عن التكرار المتوقع ثم قسمة الناتج على التكرار المتوقع . ويتم حساب (كا ً) بالطريقة العامة باستخدام المعادلة التالية :

$$(2J^{\prime}) = (\underbrace{b}_{\alpha} - \underbrace{b}_{\alpha})^{\prime}$$

اذ إن:

 $\lambda^{7} = 8$ $\lambda^{7} = 8$ $\lambda^{7} = 8$

 $^{-}$ = التكرار المتوقع (القيم المتوقعة) .

ومن المعادلة السابقة يتضح لنا انه يتم حساب قيمة كالله لكل خلية من خلايا الجداول التكرارية مهما كانت صورة هذه الجداول ، ثم تجمع النتائج لكل الخلايا لنحصل على القيمة النهائية ل كالله المحسوبة .

(أ) : حساب قيمة كا من الجدول التكراري (١ × ٢)

 $^{-1}$ نطبق المعادلة العامة لحساب كا $^{-1}$ وهي

$$\frac{\mathsf{Y}\left(\mathsf{E}_{\underline{\alpha}} - \mathsf{E}_{\underline{\alpha}} - \mathsf{E}_{\underline{\alpha}}\right)}{\mathsf{E}_{\underline{\alpha}}} = (\mathsf{Y}\mathsf{E}_{\underline{\alpha}})$$

مثال:

قام (١٠٠) من العاملين بالمجال الرياضي بالإجابة على احد الأسئلة المتعلقة بإبداء الرأي في تولي المرأة رئاسة الاتحادات الرياضية . وكانت الإجابة تتم في ضوء استجابتين هما : موافق ، غير موافق . فإذا كان عدد استجابات الموافقة (٢٠) وعدم الموافقة (٤٠) . فما هي قيمة كالله الفرق بين التكرارين . الحل :

١- نقوم بحساب التكرار المتوقع وذلك باستخدام المعادلة التالية:

Y - نقوم بالتعويض في المعادلة التالية للحصول على قيمة كاY في كل خلية من خلايا الجدول .

$$(2)^{7} = (2)^{\frac{1}{2}} = (2)^{\frac{1}{2}}$$
 $(2)^{\frac{1}{2}} = (2)^{\frac{1}{2}} = (2)^{\frac{1}{2}}$
 $(2)^{\frac{1}{2}} = (2)^{\frac{1}{2}} =$

$$= 1 (1 \cdot -) = 1 (0 \cdot - 2 \cdot) = (2)$$

.. كا الكلية = كا الخلية الأولى + كا الخلية الثانية
$$\therefore$$

 $\xi = \Upsilon + \Upsilon =$

 $^{-}$ تقوم بحساب درجات الحرية لمربع كاي كا 1 لعامل واحد ، وحيث إن عدد الخلايا = ٢

3 - نقوم بإيجاد القيمة الحرجة ل كا الجدولية عند درجة حرية ، مسنوى الدلالة ٥٠٠ وهي = 3.8 .

٥ - نقوم بمقارنة كا المحسوبة و كا الجدولية فنجد إن :

قيمة كا المحسوبة وهي = ٤ > قيمة كا الجدولية وهي = ٣.٨٤ .

:. قيمة كا المحسوبة دالة إحصائيا عند مستوى الدلالة ٠٠٠ ويمكن وضع النتيجة السابقة في جدول كما يلي:

<u> * (a ど - か ど)</u>	مربع الفروق	الفروق	التكرار	التكرار	الاستجابات
<u>ك</u> م	(ك ش – ك م) ٢	<u>ك</u> ش — ك م	المتوقع	المشاهد	
Y= <u>1</u>	\ = \ . × \ .	1. = 0 7.	٥,	٦,	موافق
٥,					
Y= <u>1</u>	\ = \ × \ .	1=0 2.	٥,	٤٩	غير موافق
٥,					
٤ = ^۲ لك					

ويمكن استخدام طريقة مختصرة حساب ل كا^٢ من الجدول التكراري السابق وذلك باستخدام المعادلة التالية:

$$\sum_{y \in Y} \frac{(-1)^{y}}{(-1)^{y}} = \sum_{y \in Y} \frac{(-1)^{y}}{(-1)^{y}}$$

حيث إن:

ك ، = التكرار الأكبر

وبالتعويض في المعادلة من بيانات المثال السابق ينتج إن:

$$\xi = \underbrace{\xi \cdot \cdot = \frac{\uparrow}{(\uparrow \cdot)}}_{\uparrow \cdot \cdot} = \underbrace{\frac{\uparrow}{(\downarrow \cdot - \uparrow \cdot)}}_{\uparrow \cdot \cdot} = \underbrace{\frac{\uparrow}{(\downarrow \cdot - \uparrow \cdot)}}_{\uparrow \cdot \cdot} = \underbrace{\frac{\uparrow}{(\downarrow \cdot - \uparrow \cdot)}}_{\uparrow \cdot} = \underbrace{\frac{\uparrow}{(\downarrow \cdot - \uparrow \cdot)}}_{\uparrow \cdot} = \underbrace{\frac{\uparrow}{(\downarrow \cdot - \uparrow \cdot)}}_{\uparrow \cdot} = \underbrace{\frac{\uparrow}{(\downarrow \cdot - \uparrow \cdot)}}_{\downarrow \cdot} = \underbrace{\frac{\downarrow}{(\downarrow \cdot - \downarrow \cdot)}}_{\downarrow \cdot} = \underbrace{$$

 \therefore $2^{1} = 3$ وهي نفس النتيجة السابقة .

() : حساب كا 1 من الجدول التكراري () :

يمكن حساب التكرار المتوقع بنفس الطريقة السابقة مهما اختلف عدد

(ن). فعلى سبيل المثال عندما يكون عدد الخلايا (ن) = 3 ، فان الجدول التكراري يصبح (1×3) والتكرار المتوقع يساوي خارج قسمة مجموع التكرارات على (3).

وهكذا بالنسبة لأي عدد من الخلايا .

مثال:

قام (٦٠) ستون طالبا بالإجابة على احد العبارات في ضوء ميزان تقدير ثلاثي وكانت إجاباتهم كما يلي:

المجموع	غيرموافق	لم أكون رأيا	موافق بدرجة	الاستجابات
	بدرجة كبيرة	بعد	كبيرة	
٦.	7 7	١٩	١٨	التكرار المشاهد

والمطلوب حساب قيمة كا للبين هذه الاستجابات .

الحل:

١- نقوم بحساب التكرار المتوقع وذلك باستخدام المعادلة التالية:

Y - نقوم بالتعويض بالمعادلة التالية للحصول على قيمة كاY في كل خلية من خلايا الجدول .

$$\sum_{n=1}^{\infty} \frac{1}{n} = \frac{n}{n} = \frac{n}{n}$$

وبالتعويض بالمعادلة ينتج إن:

$$\frac{1}{2}$$
 کا $\frac{1}{2}$ للاستجابة الأولى (موافق بدرجة كبيرة) = $\frac{1}{2}$

$$\frac{1}{2}$$
کا للاستجابة الثانیة (لم أکون رأیا بعد) = $\frac{1}{2}$ للاستجابة الثانیة (لم أکون رأیا بعد)

$$(77 - 77)^{1}$$
 للاستجابة الثانية (غير موافق بدرجة كبيرة) = $(77 - 77)^{1}$

$$\frac{\gamma(\gamma - \gamma \gamma) + \gamma(\gamma - \gamma \gamma) + \gamma(\gamma - \gamma \gamma)}{\gamma(\gamma - \gamma \gamma)} + \frac{\gamma(\gamma - \gamma \gamma)}{\gamma(\gamma - \gamma)} + \frac{\gamma(\gamma - \gamma \gamma)}{\gamma(\gamma - \gamma)} = \frac{\gamma(\gamma - \gamma \gamma)}{\gamma(\gamma - \gamma)}$$

 \cdot . کا الکلیة = ۷.۰

٣- نقوم بحساب درجات الحرية كا لعامل واحد ، وحيث إن عدد الاستجابات

- 3- نقوم بإيجاد القيمة الحرجة ل كا الجدولية عند درجة حرية γ ، مسنوى الدلالة γ . فنجد إنها = γ . وتتم مقارنة كا المحسوبة ب كا الجدولية فيتضح إن :

قيمة كا المحسوبة وهي = $\sqrt{\cdot \cdot \cdot}$ حقيمة كا الجدولية وهي = 99.0

. . قيمة كا المحسوبة غير دالة إحصائيا عند مستوى الدلالة ٠٠٠٠

مثال :الجدول التالي يوضح استجابات (100) طالبا على احد العبارات التي تقيس الاتجاهات الاجتماعية . والمطلوب إيجاد قيمة 21^7 بين فئات الاستجابة المختلفة .

المجموع	معارض	معارض	محايد	موافق	موافق	الاستجابات
	بدرجة				بدرجة	
	كبيرة				كبيرة	
١٥.	١٩	۲۸	۲۳	٤٧	77	التكرار
						المشاهد

الحل:

١- نقوم بحساب التكرار المتوقع وذلك باستخدام المعادلة التالية:

٢- نقوم بالتعويض بالمعادلة التالية للحصول على قيمة كالله في كل خلية من

$$\frac{1}{2}$$
کا کا للاستجابهٔ الثالثهٔ (محاید) = $\frac{1}{2}$

$$\frac{7}{2}$$
کا کا للاستجابة الخامسة (معارض بدرجة کبیرة) = $\frac{7}{2}$ للاستجابة الخامسة (معارض بدرجة کبیرة) = $\frac{7}{2}$

:. كا الكلية = الاستجابة الأولى + الاستجابة الثانية + الاستجابة الثالثة + الاستجابة الرابعة + الاستجابة الخامسة

$$+ \frac{{}^{\prime}(\ r \cdot - 7 r \)}{r \cdot} + \frac{{}^{\prime}(\ r \cdot - \xi v \)}{r \cdot} + \frac{{}^{\prime}(\ r \cdot - 7 r \)}{r \cdot} = \frac{{}^{\prime}(\ r \cdot - 7 r \)}{r \cdot} = \frac{{}^{\prime}(\ r \cdot - 7 r \)}{r \cdot}$$

$$\frac{{}^{\prime}(\ r\cdot -1\ q\)}{r\cdot} + \frac{{}^{\prime}(\ r\cdot -7\ \lambda\)}{r\cdot}$$

$$\frac{171}{r} + \frac{\epsilon}{r} + \frac{12}{r} + \frac{12}{r} + \frac{12}{r} + \frac{12}{r} + \frac{12}{r} = \frac{12}{r} + \frac{12}{r}$$

.: كا المحسوبة = ١٥.٧٢

 7 - نقوم بحساب درجات الحرية كا لعامل واحد ، وحيث إن عدد الاستجابات (الخلايا) = 0

: درجات الحرية = عدد الخلايا -١ = ٥ - ١ = ٤

3 - نقوم بإيجاد القيمة الحرجة ل كا الجدولية عند درجة حرية 3 ، مسنوى الدلالة 0.0 فنجد إنها = 0.8 وتتم مقارنة كا المحسوبة ب كا الجدولية فيتضح إن :

قيمة كا ألمحسوبة وهي = ١٥.٧٢ > قيمة كا الجدولية وهي = ٩.٤٩ \therefore قيمة كا المحسوبة دالة إحصائيا عند مستوى الدلالة ٠٠٠ .

ويمكننا وضع النتيجة السابقة في جدول وذلك كما يلي:

<u>۲ (ك ش – ك م</u> <u>۲</u>	مربع الفروق	الفروق	التكرار	التكرار	درجات
ك م	(ك ش – ك م)	<u>ڭ</u> ش—ك م	المتوقع	المشاهد	الاستجابة
٠.٣	ź	۲	٣.	77	موافق بدرجة
					كبيرة
٩.٦٣	7	١٧	٣.	٤٧	موافق
1.78	٤٩	٧-	٣.	7 4	محايد
٠.١٣	ŧ	۲-	٣.	۲۸	معارض
٤.٠٣	171	11-	٣.	۱۹	معارض
کا ^۲ الکلیة ۱۵.۷۲					بدرجة كبيرة

^{*} كا الجدولية عند درجات حرية ٤ ، ٥٠٠ = ٩.٤٩

ثالثا : حساب كا 7 من الجدول التكراري (7 × 7) أي التصنيف المزدوج :

إذا كان لدينا متغيرين لكل منهما فئتان . فانه يمكننا تطبيق اختبار (كا 7) للتعرف على دلالة الفروق بينهما ويتكون الجدول التكراري (7 × 7) أي كا 7 لعاملين من صفين وعمودين ، ولذلك يطلق عليه الجدول الرباعي . ويتم حساب التكرار المتوقع لكل خلية وذلك بضرب مجموع التكرارات في الصف

 \times مجموع التكرارات في العمود ثم قسمة الناتج على المجموع الكلي للتكرارات . ثم تحسب قيمة (كا $^{\mathsf{T}}$) لكل خلية من خلايا الجدول ، وتجمع هذه القيم الجزئية لنحصل على قيمة (كا $^{\mathsf{T}}$) الكلية .

مثال: أراد احد الباحثين التعرف على ما إذا كان هناك فروق في اتجاهات الجنسين نحو الاختلاط في الدراسة الجامعية. وقام بتوجيه سؤال لعينة من الذكور قوامها (١٠٠) ، وأخرى من الإناث قوامها (١٠٠) عن رأيهم في الاختلاط بالدراسة الجامعية وكانت الاستجابة وإبداء الرأي بالموافقة أو عدم الموافقة وقد حصل الباحث على البيانات الموضحة بالجدول التالى:

ف	الصفوا	مجموع	غير موافق	موافق	الجنس
					الاستجابة
Ļ	+	Í	ب	Í	ذكر
		١	٧.	٣.	
٦	+	ح	1	E	اناث
		٨٠	٣.	٥,	
		ن	ب + د	اً + أ	مجموع الأعمدة
		١٨٠	١	٨٠	

والمطلوب: اختيار الفرض الصفري الذي يقرر إن الجنس عامل غير مؤثر بالنسبة للاتجاه نحو الاختلاط في الدراسة الجامعية.

الحل:

1 - نقوم بحساب التكرارات المتوقعة لكل خلية من الخلايا الأربعة ، ويتم حساب الخلايا وذلك عن طريق ضرب عدد الصفوف × عدد الأعمدة . ولحساب التكرارات المتوقعة لكل خلية تستخدم المعادلة التالية : التكرار المتوقع (ك م) = مجموع الصفوف × مجموع الأعمدة المجموع الكلي للتكرارات (ن)

ن التكرار المتوقع للخلية الأولى

ك م للخلية الثانية = ٥٥.٥٦ د التكرار المتوقع للخلية الثالثة ج (إناث موافق) = $(+ + c) \times (+ + c)$

ن

$$70.07 = \frac{75..}{14.} = \frac{14..}{14.} = \frac{14..}{14.}$$

ن التكرار المتوقع للخلية الرابعة
$$c$$
 (إناث غير موافق) = c (ج + c) × (c (c) × (c + c) × (c + c) × (c + c) × (c + c) × (c + c) × (c + c) × (c + c) × (c + c + c) × (c + c + c) × (c + c

ك م للخلية الرابعة = ٤٤.٤٤

22.22

$$\frac{7 \cdot \lambda \cdot 0}{2} = \frac{7 \cdot \lambda \cdot$$

∴ کا د = ۱۹۰٤

* قیمة کا ٔ الکلیة = کا ٔ + کا ٔ +

٣- نقوم بحساب درجات الحرية وذلك باستخدام المعادلة التالية:

د.ح (df) = (عدد الصفوف
$$-1$$
) × (عدد الأعمدة -1) = (df) د.ح ($1 - 1$) × ($1 - 1$) =

3 - نقوم بإيجاد القيمة الحرية ل كا الجدولية عند درجة حرية ، مستوى الد لالة 0.0 فنجد إنها = 0.0 .

· : قيمة كا المحسوبة وهي ١٨.٩٩ > قيمة كا الجدولية وهي ٣.٨٤

.. قيمة كا دالة إحصائيا عند مستوى الدلالة ٥.٠ وهذا يعني إن الاتجاه نحو الاختلاط في الدراسة الجامعية يرتبط بالجنس . وعلى هذا نرفض الفرض الصفري (فرض العدم) الذي يقرر إن الجنس والاتجاه نحو الاختلاط في الدراسة الجامعية متغيران مستقلان . وفي هذه الحالة نقبل الفرض البديل الذي ينص على إن الجنس عامل مؤثر في الاتجاه نحو الاختلاط في الدراسة الجامعية .

* ويمكن حساب كا 1 من الجدول التكراري (1 × 1) باستخدام الطريقة المختصرة وذلك كما هو موضح في الجزء التالي :

تستخدم هذه الطريقة لاختبار الترابط بين المتغيرات دون الحاجة إلى حساب التكرارات المتوقعة من كل خلية وذلك عن طريق استخدام المعادلة التالية:

$$\sum_{k} \frac{1}{k} \left(\frac{1}{k} - \frac{1}{k} - \frac{1}{k} \right) \times \left(\frac{1}{k} + \frac{1}{$$

حيث إن:

أ = التكرارات المشاهدة في الخلية الأولى .

ب =التكرارات المشاهدة في الخلية الثانية .

ج = التكرارات المشاهدة في الخلية الثالثة.

د = التكرارات المشاهدة في الخلية الرابعة .

أ + ب = مجموع التكرارين في الخليتين الأولى والثانية .

ج + د = مجموع التكرارين في الخليتين الثالثة والرابعة .

أ + ج = مجموع التكرارين في الخليتين الأولى والثالثة .

ب + د = مجموع التكرارين في الخليتين الثانية و الرابعة .

ن = المجموع الكلي للتكرارات في الخلايا الأربع .

والجدول التالي يوضح شكل الجدول الرباعي أو جدول التوافق (7×7)

أ + ب	ŗ	Í
ج + د	1	ح
ن	ب + د	اً + ج

مثال : من البيانات الإحصائية للجدول التكراري (7×7) اوجد قيمة مربع كا 7 باستخدام الطريقة المختصرة .

الحل:

ڣ	الصفو	مجموع	غير موافق	موافق	الجنس
					الاستجابة
Ļ	+	Í	Ļ	Í	ذكو ر
		١	٧.	٣.	
د	+	٥	٦	ح	إناث
		٨٠	٣٠	٥,	
		ن	ب + د	اً + 5	مجموع الأعمدة
		١٨٠	١	۸۰	

$$\frac{\text{TYI} \cdot \dots \times \text{IA} \cdot}{\text{Tξ} \cdot \dots \cdot} = \frac{\text{Y}\left(\text{YI} \cdot \dots\right) \text{IA} \cdot}{\text{Tξ} \cdot \dots \cdot} =$$

 \therefore قيمة كا المحسوبة = 19.01

(c) : حساب كا $^{\prime}$ من الجدول التكراري (c)

تستخدم هذه الطريقة لحساب قيمة كا على شرط الا تقل القيمة العددية للتكرار المتوقع لاي خلية من خلايا الجدول عن خمسة . وفي حالة ما اذا كان التكرار المتوقع اقل من خمسة فيجب ضم بعض صفوف الجدول او بعض اعمدته الى بعضها البعض حتى يزيد التكرار المتوقع عن خمسة او يساوي خمسة .

مثال: قام احد الباحثين باستطلاع راي عينة من لاعبي كرة القدم في السنوات المختلفة حول ما اذا كانت مسابقة الدوري يجب ان تكون من دور واحد او دورين.

وكانت العينة تتضمن (٣٠٠) لاعب من الدوري الممتاز ، (٢٨٠) من لاعبي الدرجة الثانية . وتم توجيه سؤال الى اللاعبين للتعرف على ارائهم في هذا الشان وكانت

استجاباتهم تتم في ضوء اختيار اجابة واحدة من الاستجابات التالية: دور واحد ، دورين ، لاادري . وقد توصل الباحث الى النتائج التالية:

المجموع	لاادري	دورين	دور واحد	العينة
				الاستجابة
٣٠.	الثالثة	الثانية	الاولى	الدوري
	٤٠	١٤.	١٢.	الممتاز
۲۸.	السادسة	الخامسة	الرابعة	الدرجة
	٥,	١٢.	١.,	الاولى
٣٢.	التاسعة	الثامنة	السابعة	الدرجة
	٥٥	110	10.	الثانية
٩	1 20	710	۲٧.	المجموع

والمطلوب:

اختبار الفرض الصفري الذي ينص على انه توجد علاقة بين المستوى الرياضي وبين الاراء الشخصية للاعبي كرة القدم في المستويات المختلفة فيما يتعلق بجعل مسابقة الدوري في كرة القدم من دور واحد او دورين.

الحل:

١ - نقوم بحساب التكرارات المتوقعة لكل خلية من الخلايا الجدول وعددها
 تسع خلايا وذلك باستخدام المعادلة التالية:

التكرار المتوقع (ك م) = مجموع الصف \times مجموع العمود المجموع الكلي للتكرارات (ن) المجموع الكلي التكرار المتوقع للخلية الاولى = الصف الاول \times العمود الاولى (ن)

ك م للخلية الاولى = ١٢٣.٣٣

التكرار المتوقع للخلية الثانية $= \frac{| \text{Lone} | \text{Vec} |}{| \text{Long} |}$

 $17\lambda.77 = 1100.. = 7\lambda0 \times 7.. = 9..$

ك م للخلية الثانية = ١٢٨.٣٣

التكرار المتوقع للخلية الثالثة $= \frac{| \text{Lone} | \text{Vec} \times \text{Lone} | \text{Col} \times \text{Col}}{(\dot{\upsilon})}$

$$\xi \wedge . TT = \underbrace{\xi T \circ \cdot \cdot}_{q \cdot \cdot} = \underbrace{1 \xi \circ \times T \cdot \cdot}_{q \cdot \cdot} =$$

ك ملخلية الثالثة = ٤٨.٣٣

التكرار المتوقع للخلية الرابعة = الصف الثاني \times العمود الاول ($\dot{\upsilon}$)

110.11 = 1.77.. = TV. × TA. =

التكرار المتوقع للخلية الخامسة = الصف الثاني \times العمود الثاني التكرار المتوقع للخلية الخامسة = الصف الثاني \times العمود الثاني (ن) $= \frac{7.7 \times 7.0}{9.0} = \frac{1.00}{9.0}$

ك م للخلية الخامسة = ١١٩.٧٨

التكرار المتوقع للخلية السادسة = $\frac{| \text{ الصف الثانى} \times | \text{ العمود الثالث}}{(ن)}$ = $\frac{150 \times 71}{9.} = \frac{100}{9.}$ التكرار المتوقع للخلية السادسة = $\frac{150 \times 71}{9.}$

$$Y-ie_0$$
م بایجاد کا فی کل خلیة من الخلایا التسع وذلك باستخدام المعادلة النالیة : .

 $ZI = \frac{1}{1} - \frac{1}{1} - \frac{1}{1} = \frac{1}{1} - \frac{1}{1} = \frac{1}$

$$21^{7}$$
 [[[[[1.0.1] $]$ [[[1.0.1] $]$ [] [[1.0.1] $]$ [[1.0.1] $]$ [[1.0.1] $]$ [[1.0.1] $]$ [[1.0.1] $]$ [[1.0.1] $]$ [1.0.1] $]$ [[1.0.1] $]$ [[[1.0.1] $]$ [[1.0.1] $]$ [[1.0.1] $]$ [[[1.0.1] $]$ [[1.0.1] $]$ [[[1.0.1] $]$ [[1.0.2] $]$ [[1.0.3] $]$ [[1.0.3] $]$ [[1.0.3] $]$ [[1.0.3] $]$ [[1.0.3] $]$ [[1.0.3] $]$ [[1.0.3] $]$ [[1.0.4] $]$ [[1.0.4] $]$ [[1.0.5] $]$ [[[1.0.5] $]$ [[[1.0.5] $]$ [[[1.0.5] $]$ [[[1.0.5] $]$ [[[1.0.5] $]$ [[[1.0.5] $]$

* قيمة كا الكلية = كا الأولى + كا الثانية + كا الثالثة + كا الرابعة + كا الخامسة + كا السادسة + كا السابعة + كا الثامنة + كا التاسعة

$$= P \cdot \cdot \cdot + F \cdot \cdot \cdot + 33.7 + 49.7 + 40.4 + 40.7 + 6.7 + 6.7 + 6.7$$

$$77.4 = 47.77$$

٣- نقوم بحساب درجات الحرية وذلك باستخدام المعادلة التالية:

د.ح (df) = (عدد الصفوف
$$-1$$
) × (عدد الأعمدة -1) = (df) = = 3 (-7) × (-7) = 3

· · قيمة كا المحسوبة وهي ١٢.٢٨ > قيمة كا الجدولية وهي ٩.٤٩

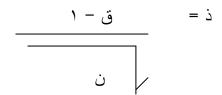
.. قيمة كا المحسوبة دالة إحصائيا عند مستوى الدلالة ٥٠٠ وهذا يعني رفض الفرض الصفري الذي ينص على انه لا توجد علاقة بين متغيري المستوى الرياضي واراء اللاعبين فيما يتعلق بجعل مسابقة دوري كرة القدم من دور واحد او دورين . حيث يتبين ان التفاعل القائم بين متغيرين هو السبب في ايجاد الفروق بين التكرارات المشاهدة والتكرارات التوقعة حيث يلاحظ ان لاعبي المستوى الاعلى (الدوري الممتاز والدرجة الاولى) يميلون الى جعل مسابقة الدوري من دورين .

ويمكننا وضع النتيجة السابقة في جدول احصائي كما يلي:

<u> ۲ (ک ش – ک م) ۲</u>	مربع الفروق	الفروق	التكرار	التكرار	الخلايا
ك م	(ك ش — ك م) ٢	<u>ڭ ش — ك</u> م	المتوقع	المشاهد	
٠.٠٩	119	٣.٣٣-	177.77	١٢.	الاولى
١.٠٦	177.19	11.77	177.77	١٤.	الثانية
1.22	٦٩.٣٩	۸.۳۳-	٤٨.٣٣	٤.	الثالثة
1.9.4	777.77	10.11-	110.11	١	الرابعة
٠.٨٧	1.1.10	1 ۲	119.77	١٢.	الخامسة
	77.91	٤.٨٩	٤٥.١١	٥,	السادسة
۲.۰۸	٣٤٠.٠٣	۱۸.٤٤	171.07	١٥.	السابعة
٣.٥٠	٤٧٩.١٧	71.89-	187.89	110	الثامنة
۲۳	11.48	٣. ٤ ٤	70.10	00	التاسعة
کا ^۲ الکلیة =			٩	٩.,	المجموع
١٢.٢٨					

ثانيا - اختبار الإشارة: Sign Test

يستخدم اختبار الاشارة كبديل لابارامترى في حالة عدم تمكن الباحث من استخدام اختيار ((ت)) لمتوسطين مرتبطين ، أي ان أختبار الإشارة في حالة عينتين مرتبطين، ويتم حسابه من المعادلة الآتية:



اذ ان:

ق = الفرق بين عدد الإشارات الموجبة والسالبة.

ن = عدد افراد العينة مستبعدا منها عدد الحالات التي تحصل على فروق صفرية مثال: احسب دلالة الفروق بين درجات القياس ودرجات القياس البعدى لعدد عشرة تلاميذ في اختبار الحساب من البيانات الآتية: -

٦	٣	۲	0	٤	٨	0	٧	٣	٧	القياس القبلى
0	7	٨	٧	7	١.	٧	7	0	١.	القياس البعدى

خطوات الحل:-

- ١- لسجل درجات القياس القبلي ودرجات القياس البعدي في عمودين .
- ۲- نحسب الفروق بين درجات القياسين القبلى والبعدى (نطرح درجات القياس البعدى من درجات القياس القبلى) ، ونسجل فقط اشارة الفرق موجبة أو سالبة ولا يهمنا قيمة الفرق في عمود ثالث.
- ٣- نحسب عدد الإشارات الموجبة وعدد الإشارات السالبة، ونحسب الفرق بينهم لنحصل على قيمة (ق).
 - ٤- نستبعد عدد الحالات ذات الفروق الصفرية (ان وجدت) من العدد (ن) .
- 0- نحسب قيمة (ذ) ، ونستخدم قيم النسبة الحرجة (\pm 1,97 \pm 1,07) عند مستويي 0.00 ، 0.00 لد الطرفين ، او القيم (\pm 0.000) عند مستويي 0.00 ، 0.00 ، 0.00 د الحكم على دلالة الطرف الواحد للحكم على دلالة قيمة (ذ) المحسوبة، كما هو الجدول الاتى:

إشارات الفروق	القياس البعدى	القياس القبلى
_	١.	٧
_	0	٣
+	٦	٧
-	٧	0
-	١.	٨
-	٦	٤
-	٧	0
-	٨	۲
_	٦	٣
+	0	٦

عدد الإشارات الموجبة =
$$\Upsilon$$
 عدد الإشارات السالبة = Λ :. ق = Λ - Υ = Υ

$$1,0\lambda = 0 = 1-7 = 3$$

:. قيمة ذ (١,٥٨) < القيمة الجدولية لدلالة الطرفين والطرف الواحد عند مستويي . . . ، ٠,٠٠٠ ، بالتالي يتم قبول الفرض الصفري ورفض الفرض البديل .

مثال: حصل عشرة تلاميذ في اختباري الجبر والهندسة على الدرجات الآتية: -

						•	-	•		
۲۸	77	٣.	١٧	٣.	١٨	10	77	19	19	الجبر
۲۱	١٨	۲٩	١٧	۲.	۱۳	٧	٣.	۱۹	١٤	الهندسة

المطلوب: اختبار دلالة الفروق بين الدرجات.

خطوات الحل:-

اشارات الفروق	الهندسة	الجبر
+	١٤	19
صفر	19	19
_	۳.	۲٦
+	٧	10
+	١٣	١٨
+	۲.	٣.
صفر	١٧	١٧
+	۲۹	٣.
+	١٨	۲٦
+	۲١	۲۸

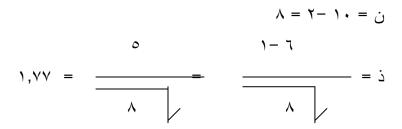
عدد الإشارات الموجبة = ٧

عدد الإشارات السالبة = ١

عدد الفروق الصفرية = ٢

ق =۷ –۱ = ٦

ن = عدد أفراد العينة - عدد الفروق الصفرية



قيمة (ذ) دالة عند مستوى ٠,٠٥ لدلالة الطرف الواحد، فإذا كان هذا المستوى من الدالة مقبولا لدى الباحث فانه يرفض الفرض الصفري ويقبل الفرض البديل.

ثالثا: اختبار ولكوكسن:

يناسب اختبار ولكوكسن للأزواج المترابطة الحالات التي يمكن فيها مزاوجة المشاهدات في مجموعتين (في التصاميم التجريبية ذات الاختبارين القبلي والبعدي) وهو البديل اللامعلمي لاختبار (T) للبيانات المترابطة غير المستقلة ،والمشاهدات يجب أن تكون رقمية ولا يمكن استخدامه إذا كانت تصنيفية أو اسمية.

مثال : في أدناه البيانات التي حصل عليها (١٥) طالبا في إحدى مسابقات التربية الرياضية قبل وبعد تتفيذ برنامج تدريبي ؟ المطلوب هل يوجد فرق بين الاختبارين ؟

الحل:

- ١. نستخرج الفرق بين علامات كل زوج.
- ٢. نعطي رتبا لهذه الفروق بناءً على قيمها المطلقة ، بحيث نعطي (١)
 لأقل قيمة والرتبة (٢) للقيمة التي تليها ، وهكذا مع مراعاة أن نسقط من التحليل الزوج الذي يكون الفرق فيه صفرا ، وفي حالة الفروق المتساوية نستخرج متوسط الرتب التسلسلية التي تحتلها هذه الفروق .

- ٣. نعطي رتب الفروق نفس إشارة الفروق .
- ٤. نستخرج المقدار (مج ر) ، وهو مجموع رتب الإشارات ذات التكرار الأقل.
 - نقارن (مج ر) بالقيمة الجدولية ، فإذا كانت القيمة الجدولية اقل من المحتسبة فنرفض فرضية العدم ونقبل البديلة ، والاختبار على
 - ٦. طرفين ونستخدم الجدول (١٠) وهو خاص باختبار ولكوكسن للرتب
 لاستخراج القيمة الجدولية.

والحل في الجدول (٩) أدناه:

			` '	
الرتبة الأقل تكرارا	رتِب الفروق	الفروق	بعد التدريب	قبل التدريب
	£	٥	٧.	٦٥
	£	٥	٤٥	٤.
٤ -	£ -	o –	00	٦.
	٩	1 ٧	٨٢	70
10 -	10 -	۲. –	٦.	۸٠
	١٣	70	٥,	٨٥
	17	77	٦٣	٤.
	10	۲.	٥,	٣.
١ -	١ -	۲ –	۸۳	٨٥
۲ –	۲ –	٣ -	٧٢	٧٥
	٦	١.	٥٥	٤٥
	صفر	صفر	٧.	٧.
	٧	١٤	٨٨	٧٤
	١٤	۳.	70	٣٥

۸ ۱۰ ۸۰ ٦٠

مج ر = 0.۷۰ وهي القيمة المحسوبة بغض النظر عن الإشارة ، ومن ملحق (١١) نجد أن الدرجة الجدولية (٢٥) وهي اكبر من الدرجة المحسوبة (١٠٥) ، لذلك فانه توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين الاختبارين ولصالح الاختبار البعدي مما يدل على تأثير البرنامج التدريبي ايجابيا .

رابعا: اختبار مان - ويتني (للعينات المستقلة):

يناسب هذا الاختبار للمقارنة بين عينتين مستقلتين عندما تكون البيانات عددية بطبيعتها وهو الاختبار البديل اللامعلمي لاختبار (T) المعلمي للبيانات المستقلة ويستخدم للعينات متوسطة الحجم.

مثال : أراد باحث مقارنة مجموعة تجريبية بأخرى ضابطة في أداءها فكانت درجات المجموعة التجريبية (٥٢ ، ٦٨ ، ٤٩ ، ٣٦ ، ٣٦ ، ٣١ ، ٢٨ ، ٥٠) أما درجات المجموعة الضابطة فكانت (٥٢ ، ٣٩ ، ٤٧ ، ٣٨ ، ٢٧ ، ٣٨ ، ٢٠ ، ١٨ ، ٢٠ ، ١٥) ، المطلوب هل يوجد فرق بين المجموعتين ؟ الحل:

- ١. نقوم بإعطاء الرتبة (١) لأقل قيمة والرتبة (٢) للتي تليها وفي حالة القيم المتساوية فإنها تعطى متوسط الرتب التسلسلية التي تحتلها كما في حالة الاختبار السابق.
- ٢. تختار إحدى المجموعتين ونعطيها الرقم (١) بحيث تصبح (ن١) وتكون
 الأصغر حجما، وتصبح المجموعة الثانية (ن٢) الأكبر حجما.
 - ٣. نقوم بحساب مجموع الرتب لكل مجموعة على انفراد.
 - ٤. نقوم بعدها بتطبيق صورتي معادلة اختبار مان ويتني الأساسية وهما:

و :

ن ١ = عدد المشاهدات في المجموعة الأولى .

ن ٢ = عدد المشاهدات في المجموعة الثانية .

مج ر ١ = مجموع الرتب في المجموعة الأولى .

مج ر ٢ = مجموع الرتب في المجموعة الثانية .

ونختار القيمة الأصغر لتقارن بالقيم الجدولية للاختبار للتحقق من دلالة الفروق الإحصائية.

وكما في الجدول الآتي:

الرتبة	ن۲	الرتبة	١ن
10.0	07	10.0	٥٢
١.	٣٩	١٧	٦٨
17	٤٧	11	٤٢
٩	٣٨	١٣	٤٩
٤	7 7	٨	٣٦
۲	١٨	٧	٣١
٣	۲.	٦	79
١	10	٥	۲۸

	١٤	0.
مج ر ۲=٥٦.٥	مج ر ١=٥.٦٩	

نجد قيمة مؤشر إحصاء الاختباري ١ وي٢ وكالاتي:

: 9

$$(1 + 9)9$$

 $Y \cdot .0 = 97.0 - Y + 9 \times A = Y_{o}$

وإذ أن قيمة (ى٢) اصغر من قيمة (ى١) ، لذلك نعتمد المقدار (ى٢) لتقارن بالقيمة الجدولية للاختبار للتحقق من دلالة الفروق الإحصائية.

ومن الجدول أدناه نجد أن القيمة الجدولية ل (ن ا تقاطع ن ٢) هي (١٥) وهي اقل من درجة (ى) المحسوبة ($^{\circ}$) وبذلك توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين المجموعتين .

خامسا : تحليل التباين الأحادي (كروسكال - واليز) :

يعتبر تحليل التباين الاحادي (كروسكال - واليز) كبديل لامعلمي لتحليل التباين الاحادي في الاختبارات المعلمية، لذا فهو مصمم لاختبار دلالة الفروق بين ثلاثة مجموعات مستقلة او اكثر ويتطلب استخدام هذه الطريقة الاحصائية ان

رتبا للقيم كما لو انها دمجت في مجموعة واحدة ، اذ تعطى اصغر قيمة الرتبة (١) والقيمة التي تليها الرتبة (٢) ، ومعادلة الاختبار هي :

$$(1+i) \quad \nabla - \left(\frac{2^{2} + \lambda + 2^{2} + \lambda + 2^{2} + \lambda + 2^{2}}{\nabla i} \right) \times \frac{17}{(1+i)i} = a$$

مثال : استخدم باحث ثلاث برامج تدريبية لاعداد الرياضيين ، لمعرفة أي البرامج اكثر تاثيرا ، وكانت نتائجهم كالاتي :

الحل:

- ١. نعطى الربّب لكل القيم في المجموعات الثلاث كانها محموعة واحدة.
 - ٢. نجمع رتب كل مجموعة ثم نربعها .
- ٣. ندخل القيم الناتجة في معادلة الاختبار اعلاه ،وحسب مامبين في الجدول ادناه.

رتب مج۳	قیم مج۳	رتب مج۲	قیم مج۲	رتب مج۱	قیم مج ۱
١.	٧٨.٢	١٦	٣.٢٣	٥	7.70
٣.٥	۲.۱٦	١٨	٣.٤٥	١٤	٣.١٣
10	٣.١٤	٨	۲.۷۸	٦	۲.٤٤
٧	7.01	۲.	٣.٧٧	١٧	٣.٢٧

۲	١.٨٠	11	۲.۹۷	٩	۲.۸۱
17.0	٣.٠١	١٩	٣.٥٣	١	۲۳.۲
٣.٥	۲.۱٦	17.0	٣.٠١		
07.0	مج ر ۳ =	1.5.0 =	مج ر ۲	٥٢ =	مج ر ۱
مج ر ۳ ° = ۲۸٦۲.۲٥		1.9770	مج ر ۲ ² =	۲.٧٤ =	مج ر ۱ ² =

ه = ٦.١٣ المحسوبة وهي اكبر من الدرجة الجدولية البالغة (٥.٩٩) والماخوذة من الجدول ادناة ، وبذلك توجد فروق ذات دلالة احصائية بين المجاميع الثلاث .

المصـــادر

- احسان محمد الحسن وعبد الحسين زيني. <u>الاحصاء الاجتماعي</u>. دار الكتب للطباعة والنشر، جامعة الموصل ١٩٨١.
- ابراهيم الدعمة ومازن الباشا . اساسيات في علم الاحصاء . دار المناهج ، عمان : الاردن ٢٠١٣ .
- ابراهیم ابو عقیل. مبادئ فی الاحصاء . دار اسامة ، عمان : الاردن . ۲۰۱۲ .
- احمد بدر. اصول البحث العلمى ومناهجه. وكالة المطبوعات، الكويت ها ١٩٩٥.
- ثائر فيصل شاهر . اختبار الفرضيات الاحصائية . دار الحامد ، عمان : الاردن ٢٠١٣ .
- جلال الصياد وعبد الحميدمحمد. مبادئ الطرق الاحصائية. دار الحافظ ، بدة، ١٩٨٣.
- جلال الصياد ومحمد الدسوقي: مقدمة في الطرق الاحصائية دار الحافظ ، جدة ٩٩٣ .
- خاشع محمود الراوي <u>المدخل الى الاحصاء</u> مطبعة جامعة الموصل ١٩٨٤.

- ديوبولد ب فان دالين. مناهج البحث في التربية وعلم النفس. ط٢، ترجمة محمد نبيل واخرون، مكتبة الانجلو المصرية ١٩٧٧.
- سعيد الاسدي وسندس عزيز. الاساليب الاحصائية في البحوث التربوية والنفسية. دار صفاء للطباعة والنشر ، عمان: الاردن ٢٠١٥.
 - سعد عبد الرحمن القياس النفسى مكتبة الفلاح، الكويت، ١٩٨٣.
- شامل كامل وقيس ناجي. مبادئ الاحصاء في التربية الرياضية. مطبعة التعليم العالي، بغداد ١٩٨٨.
- شاكر مصلح وفاضل مصلح . <u>الاحصاء وتصميم التجارب</u> . دار اسامة ، عمان : الاردن ۲۰۱۲ .
- عبد الجبار البياتي. <u>الاحصاء وتطبيقاته في العلوم التربوية والنفسية</u> ، دار اثراء للنشر والتوزيع ، عمان : الاردن ٢٠٠٨ .
- عبد الرحمن عدس. مبادئ الاحصاء في التربية وعلم النفس ، ج١، مباديء الاحصاء الوصفي، مكتبة الاقصى، الاردن١٩٨٦.
- عبد المنعم احمد. الاحصاء البارامتري واللابارامتري. القاهرة: عالم الكتب ، ٢٠٠٦.
- عزت عبد الحميد محمد الاحصاء النفسي والتربوي القاهرة: دار الفكر العربي، ٢٠١١.
- قيس ناجي وبسطويس احمد. <u>الاختبارات والقياس ومبادئ الاحصاء في</u> المجال الرياضي، مطبعة جامعة بغداد ١٩٨٤.

- محمد جاسم الياسري . مبادئ الاحصاء التربوي. النجف: دار الضياء للطباعة والنشر، ۲۰۱۰.
- محمد حسن علاوي ومحمد نصرالدين رضوان القياس في التربية الرياضية وعلم النفس الرياضي، دار الفكر العربي، القاهرة ٢٠٠٠.
- محمد حسين محمد رشيد. الاحصاء في التربية،دار صفاء،عمان،٢٠٠٢.
- محمد صبحي ابوصائح وعدنان محمد عوض. مقدمة في الاحصاء،
 مركز الكتاب الاردني،عمان، ۱۹۹۰.
- محمد علاء الدين يونس ونور الدين حسن فرحان. مبادئ الاسلوب الاحصائي، مطبعة الزمان، بغداد، ١٩٨٠.
- محمد نصر الدين رضوان. <u>الاحصاء الاستدلالي</u>. القاهرة: دار الفكر العربي،٢٠٠٣.
- محمد نصر الدين رضوان. <u>الاحصاء اللابارومترى في بحوث التربية</u> <u>الرياضية</u>، دار الفكر العربي، القاهرة ١٩٩٠.
- محمد نصر الدين رضوان. <u>الاحصاء الوصفى.</u> القاهرة: دار الفكر العربي،٢٠٠٢.
- محمد نصر الدين رضوان. المدخل الى القياس في التربية البدنية والرياضة. القاهرة: دار الكتاب للنشر، ٢٠١١.
- مروان عبد المجيد الاحصاء الوصفي والاستدلالي عمان دار الفكر للكتاب والنشر، ۲۰۰۰.

- مصطفى حسين باهي <u>الاحصاء التطبيقى فى مجال البحوث التربوية</u> والنفسية والاجتماعية والرياضية القاهرة مركز الكتاب للنشر، ١٩٩٩
- نزار الطالب ومحمود السامرائي. مبادئ الاحصاء والاختبارات الرياضية والبدنية، مؤسسة دار الكتب للطباعة والنشر، جامعة الموصل ١٩٨١.
- وجيه محجوب. <u>طرائق البحث العلمي ومناهجه</u>. جامعة بغداد، مطابع جامعة بغداد ، ١٩٩٣.
- وهيب مجيد الكبيسي . <u>الاحصاء التطبيقي في العلوم الانسانية.</u> مؤسسة العالمية المتحدة ، بيروت : لبنان ٢٠١٠ .

ملحق (۱) القيم الحرجة لمعامل الارتباط (بيرسون)

اتجاه واحد				
0	٠.٠١	70	0	درجات الحرية
				ن – ۲
9999	9990	٠.٩٩٧	٠.٩٨٨	١
٠.٩٩٠	٠.٩٨٠	90.	٠.٩٠٠	۲
909	٠.٩٣٤	٠.٨٧٨	٠.٨٠٥	٣
٠.٩١٧	٠.٨٨٢	٠.٨١١	٠.٧٢٩	٤
٠.٨٧٤	٠.٨٣٣	٧0٤	٠.٦٦٩	٥
٠.٨٣٤	٠.٧٨٩	٧.٧	۲۲۲.۰	٦
٠.٧٩٨	٧0.	٠.٦٦٦	٠.٥٨٢	٧
٠.٧٦٥	٠.٧١٦	۲۳۲.۰	089	٨
٧٣٥	٠.٦٨٥	۲۰۲.۰	011	٩
٠.٧٠٨	٠.٦٥٨	077	٠.٤٩٧	١.
٠.٦٨٤	٠.٦٣٤	۳٥٥٠،	٠.٤٧٦	11
٠.٦٦١	٠.٦١٢	047	٠.٤٥٨	١٢
٠.٦٤١	90٢	012	٠.٤٤١	١٣
۲۳۲.۰	075	٠.٤٩٧	۲۲٤.۰	١٤
٠.٦٠٦	٨٥٥٨	٠.٤٨٢	٠.٤١٢	10
09.	057	٠.٤٦٨	٠.٤٠٠	١٦
040	071	٤0٦	٠.٣٨٩	1 🗸
1.071	٠.٥١٦		٠.٣٧٨	١٨
019	٠.٥.٣	٠.٤٣٣	٠.٣٦٩	19
047	٠.٤٩٢	٠.٤٢٣	٠.٣٦٠	۲.
٠.٥٢٦	٠.٤٨٢	٠.٤١٣	۲٥٣.٠	۲۱
010	٠.٤٧٢	٠.٤٠٤	٠.٣٤٤	77

0.0	٠.٤٦٢	٠.٣٩٦	٠.٣٣٧	74
٠.٤٩٦	٤٥٣	٠.٣٨٨	٠.٣٣٠	۲ ٤
٠.٤٨٧		٠.٣٨١	٠.٣٢٣	40
٠.٤٧٩	٠.٤٣٧	٠.٣٧٤	٠.٣١٧	77
٠.٤٧١	٠.٤٣٠	۰.٣٦٧	٠.٣١١	**
٠.٤٦٣	٠.٤٢٣	٠.٣٦١	۲۰۳۰،	7.
٠.٤٥٦	٠.٤١٦		٠.٣٠١	۲۹
٠.٤٤٩	٠.٤٠٩	٠.٣٤٩	٠.٢٩٦.	٣.
٠.٤١٨	۱۸۳۰۰	٣٢٥	٠.٢٧٥	٣٥
٣٩٣	٠.٣٥٨	٠.٣٠٤	٠.٢٥٧	٤٠
٠.٣٧٢	٠.٣٣٨	۸۸۲.۰	۳٤۲.۰	٤٥
٤٥٣.٠	٠.٣٢٢	٠.٢٧٣	۲۳۲.۰	٥,
٣٢٥	۲90		٠.٢١١	٦.
٠.٣٠٢	٠.٢٧٤	٠.٢٣٢.	190	٧.
٠.٢٨٣	۲٥۲.٠	۲۱۷	٠.١٨٣	۸.
٠.٢٦٧	٠.٢٤٢.		٠.١٧٣	٩.
٤٥٢.٠	٠.٢٣٠	190	٠.١٦٤	١
۸۲۲.۰	٠.٢.٧	٠.١٧٤	104	170
۸.۲.۸	٠.١٧٤	109	٠.١٤٦	10.
١٨١	٠.١٥٦	٠.١٣٨	٠.١٣٨	۲.,
٠.١٤٨	177	٠.١١٣	٠.١٢٩	٣.,
٠.١٢٨	110	٠.٠٩٨	٠.١٢٣	٤٠٠
110	٠.١٠٢	٠.٠٨٨	٠.١١٣	0.,
٠.٠٨١	90	۲۲۰.۰	١.٥	1

تابع ملحق (۱) القيم الحرجة لمعامل الارتباط (بيرسون)

اتجاهين

٠.٠١	٠.٠٢	0	٠.١٠	درجات الحرية
				ن - ۲
٠.٩٩٩٩	9990	99٧	٠.٩٨٨	1
٠.٩٩٠	٠.٩٨٠	90.	٠.٩٠٠	۲
909	٠.٩٣٤	٠.٨٧٨	٠.٨٠٥	٣
٠.٩١٧	٠.٨٨٢		٠.٧٢٩	٤
٠.٨٧٤	٠.٨٣٣	٧0٤	٠.٦٦٩	٥
۰.۸۳٤	٠.٧٨٩		۲۲۲.۰	٦
٠.٧٩٨		٠.٦٦٦	٠.٥٨٢	٧
٠.٧٦٥	٠.٧١٦	۲۳۲.۰	0٤9	٨
٠.٧٣٥	٠.٦٨٥	۲۰۲.۰	071	٩
٠.٧٠٨	٠.٦٥٨	0٧٦	٠.٤٩٧	١.
٠.٦٨٤	٠.٦٣٤	۳٥٥٠،	٠.٤٧٦	11
٠.٦٦١	٠.٦١٢	077	٠.٤٥٨	١٢
٠.٦٤١	90٢	018	٠.٤٤١	١٣
۲۳۲.۰	075	٠.٤٩٧	٠.٤٢٦	١٤
٠.٦٠٦	001	٠.٤٨٢	٠.٤١٢	10
09.	057	٠.٤٦٨	٠.٤٠٠	١٦
070	071	٠.٤٥٦	٠.٣٨٩	1 🗸
071	017		٠.٣٧٨	١٨
019	٠.٥٠٣	٠.٤٣٣	٠.٣٦٩	19
047	٠.٤٩٢	٠.٤٢٣	٠.٣٦٠	۲.
٠.٥٢٦	٠.٤٨٢	٠.٤١٣	۲٥٣.٠	۲۱
010	٠.٤٧٢	٠.٤٠٤	٠.٣٤٤	77
0.0	٠.٤٦٢	٠.٣٩٦	٠.٣٣٧	77
٠.٤٩٦	07	٠.٣٨٨	٠.٣٣٠	7 £

٠.٤٨٧		۰.۳۸۱	٠.٣٢٣	70
	٠.٤٣٧	٠.٣٧٤	٠.٣١٧	41
٠.٤٧١	٠.٤٣٠	٠.٣٦٧	٠.٣١١	**
٠.٤٦٣	٠.٤٢٣	٠.٣٦١	۲۰۳۰،	47
٠.٤٥٦	٠.٤١٦	00	٠.٣٠١	49
٠.٤٤٩	٠.٤٠٩	٠.٣٤٩	٠.٢٩٦	٣.
٠.٤١٨	۰.۳۸۱	٠.٣٢٥		٣٥
٠.٣٩٣	٠.٣٥٨	٠.٣٠٤		٤٠
٠.٣٧٢	٠.٣٣٨	۸۸۲.۰	٠.٢٤٣	٤٥
٤٥٣.٠	٠.٣٢٢	٠.٢٧٣	۲۳۲.۰	٥.
٠.٣٢٥	۲90		٠.٢١١	٦.
۰.۳۰۲	٠.٢٧٤	٠.٢٣٢.	190	٧.
۰.۲۸۳	۲٥۲.٠	٠.٢١٧	٠.١٨٣	۸.
٠.٢٦٧	۲٤۲.٠		٠.١٧٣	٩.
٤٥٢.٠	٠.٢٣٠	190	٠.١٦٤	١
۸۲۲.۰	٠.٢٠٧	٠.١٧٤	107	170
۸۰۲.۸	٠.١٧٤	109	٠.١٤٦	10.
۱۸۱	٠.١٥٦	٠.١٣٨	٠.١٣٨	۲
٠.١٤٨	188	٠.١١٣	٠.١٢٩	٣
٠.١٢٨	110	٠.٠٩٨	٠.١٢٣	٤٠٠
110	٠.١٠٢	٠.٠٨٨	٠.١١٣	0
٠.٠٨١	90	۲۲۰.۰	1.0	1

ملحق (۲) القيم الحرجة لمعامل الارتباط (سبيرمان)

اتجاه واحد

•.••	٠.٠١	70	0	درجات الحرية
				ف – ۲
_	1	1	٠.٩٠٠	0
1	٠.٩٤٣	۲۸۸.۰	٠.٨٢٩	٦
٠.٩٢٩	٠.٨٩٣	٠.٧٨٩	٠.٧١٤	٧
٠.٨٨١	٠.٨٣٣	٠.٧٣٨	٠.٦٤٣	٨
٠.٨٣٣	٠.٧٨٣	۳۸۲.۰	٠.٦٠٠	٩
٠.٧٩٤	٠.٧٤٦	٠.٦٤٨	078	١.
٠.٧٧٧	٠.٧١٢	091	٠.٥٠٦	17
٧١٥	٠.٦٤٥	0 £ £	٠.٤٥٦	١٤
٠.٦٦٥	٠.٦٠١	٠.٥٠٦		١٦
٠.٦٢٥	078		٠.٣٩٩	١٨
٠.٥٩١	٠.٥٣٤		٠.٣٧٧	۲.
٠.٥٦٢	٨.٥.٨	٠.٤٢٨	٠.٣٥٩	77
047	٠.٤٦٥	٠.٤٠٩	٠.٣٤٣	۲ ٤
010	٠.٤٦٥	٠.٣٩٢	٠.٣٢٩	47
٠.٤٩٦	٠.٤٤٨	٠.٣٧٧	٠.٣١٧	47
٠.٤٧٨	٠.٤٣٢	٠.٣٦٤	٠.٣٠٦	٣.

تابع ملحق (٢) القيم الحرجة لمعامل الارتباط (سبيرمان)

اتجاهين

٠.٠١	۲	0	٠.١٠	درجات الحرية
				ف – ۲
_	1	1	9	٥
1	٠.٩٤٣	۲۸۸.۰	٠.٨٢٩	٦
٠.٩٢٩	٠.٨٩٣	٠.٧٨٩	٠.٧١٤	٧
٠.٨٨١	٠.٨٣٣	٠.٧٣٨	٠.٦٤٣	٨
۰.۸۳۳	٠.٧٨٣	۳۸۲.۰	٠.٦٠٠	٩
٠.٧٩٤	٠.٧٤٦	٠.٦٤٨	078	١.
	٠.٧١٢	091	٠.٥٠٦	١٢
٧١٥	٠.٦٤٥	0 £ £	٠.٤٥٦	١٤
٠.٦٦٥	٠.٦٠١	٠.٥٠٦		١٦
٠.٦٢٥	078		٠.٣٩٩	١٨
091	٠.٥٣٤		٠.٣٧٧	۲.
۲۲٥.٠	٨.٥.٨	٠.٤٢٨	٠.٣٥٩	77
٠.٥٣٧	٠.٤٦٥	٠.٤٠٩	٠.٣٤٣	۲ ٤
010	٠.٤٦٥	٠.٣٩٢	٠.٣٢٩	47
٠.٤٩٦	٠.٤٤٨	٠.٣٧٧	٠.٣١٧	7.7

٠.٤٧٨	٠.٤٣٢	٠.٣٦٤	٠.٣٠٦	٣.

ملحق (٣) القيم الحرجة لاختبار " ت "

اتجاه واحد

0	0	٠.٠١	70	0		درجات
						الحرية
						ن – ۱
777.719	٦٣.٦٥٧	۳۱.۸۲۱	١٢.٧٠٦	٦,٣١٤	٣.٠٧٨	1
٣١.٥٩٨	9.970	7.970	٤.٣٠٣	7.97.	١.٨٨٦	۲
17.975	0.151	٤.٥٤١	٣.١٨٢	7.707	۱.٦٨٣	٣
۸.٦١٠	٤.٦٠٤	٣.٧٤٧	۲.۷۷٦	7.177	1.077	٤
٦.٨٦٩	٤.٠٣٢	٣.٣٦٥	7.071	710	1.577	٥
0.909	٣.٧٠٧	٣.١٤٣	۲.٤٤٧	1.958	1.22.	٦
٥.٤٠٨	٣.٤٩٩	۲.99۸	7.770	1.190	1.510	٧
0 ٤1	٣.٣٥٥	۲.۸۹٦	۲.٣٠٦	١.٨٦٠	1.797	٨

٤.٧٨١	۳.۲٥.	1.77.	7.77.7	1.744	١.٣٨٣	٩
٤.٥٨٧	٣.١٦٩	۲.٧٦٤	۲.۲۲۸	١.٨١٢	1.471	١.
٤.٤٣٧	٣.١٠٦	۲.۷۱۸	7.7.1	1.797	1.777	11
٤.٣١٨	٣.٠٥٥	1.7.1	7.197	۱.۷۸۲	1.707	17
٤.٢٢١	٣.٠١٢	۲.70.	۲.۱٦٠	1.771	1.70.	١٣
٤.١٤٠	7.977	7.717	7.180	1.771	1.750	١٤
٤.٠٧٣	۲.9٤٧	7.7.7	7.171	1.707	1.751	10
٤.٠١٥	1.971	۲.٥٨٣	7.17.	1.757	1.777	١٦
٣.٩٦٥	۲.۸۹۸	7.077	7.11.	1.75.	1.777	1 Y
٣.٩٢٢	۲.۸۷۸	7.007	7.1.1	1.785	1.77.	١٨
٣.٨٨٣	1.7.1	7.079	798	1.779	1.771	19
٣.٨٥٠	٢.٨٤٥	1.011	۲.۰۸٦	1.770	1.770	۲.
٣.٨١٩	۲.۸۳۱	7.110	۲.۰۸۰	1.771	1.777	71
٣.٧٩٢	٢.٨١٩	۲.۸.٥	۲.۰۷٤	1.717	1.771	77
٣.٧٦٧	۲.۸.۲	7.0.,	۲.٠٦٩	1.71 £	1.719	77
٣.٧٤٥	7.797	7.597	۲.۰7٤	1.711	1.711	۲ ٤
٣.٧٢٥	۲.۷۸۷	٢.٤٨٥	٠.٠٦٠	۱.۷۰۸	1.717	70
٣.٧٠٧	۲.۷۷۹	7.579	707	1.7.7	1.710	77
٣.٦٩٠	۲.۷۷۱	۲.٤٧٣	707	1.7.8	1.71 8	77
٣.٦٧٤	۲.٧٦٣	۲.٤٦٧	۲.۰٤٨	1.4.1	1.717	۲۸
٣.٦٥٩	7.707	7.577	750	1.799	1.771	۲۹
٣.٦٤٦	۲.۷٥٠	7.504	7 57	1.797	1.71.	٣.
٣.٥٥١	۲.٧٠٤	7.578	771	١.٦٨٤	1.7.7	٤٠

٣.٤٦٠	۲.٦٦٠	۲.۳۹۰	7	1.771	1.797	٦٠
٣.٣٧٣	۲.٦١٧	7.407	١.٩٨٠	1.701	1.719	١٢.
٣.٢٩١	7.077	7.777	1.97.	1.750	1.777	∞

ملحق (٤) القيم الحرجة لاختبار " ت "

اتجاهين

0	0	٠.٠١	0	٠.١٠	٠.٢٠	درجات
						الحرية
						ن – ۱
777.719	٦٣.٦٥٧	٣١.٨٢١	١٢.٧٠٦	٦,٣١٤	٣.٠٧٨	١

T1.09A 9.970 7.97. 7.47. 1.47. 7 17.97£ 0.8£1 £.0£1 T.1AT 7.47. T.47. T.4
A.71. £.7.£ T.V£V T.VY7 T.007 £ 7.A79 £77 T.700 T.0V1 T.1£V7 0 0.909 T.V.V T.1£T T.2£V 1.9£T 1.££. 7 0.5.A T.899 T.99A T.700 1.A90 1.£10 Y 0.51 T.700 T.A71 T.777 1.A7. T.7A7 9
7. A79 £WY W.WTO Y.OVY Y.EVT 0 0. 909 W.V.V W.Y.EW Y.EEV 1.9EE 7 0. 200 W.Y.Y Y.P.Y Y.P.Y Y.EE Y.EE<
0.909
0.2.0 V.
01
٩ ١.٧٨١ ٣.٢٥٠ ٢.٨٢١ ٢.٢٦٢ ١.٨٣٣ ٩
٤.٥٨٧ ٣.١٦٩ ٢.٧٦٤ ٢.٢٢٨ ١.٨١٢ ١.٣٧٢ ١٠
£.£\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\
١٢ ١٠٣١٨ ١٠٠٥ ١٠٠١ ١٠٣٠١ ١٠٣٥١ ١٠٣٥٤
2.771 7.70. 7.17. 1.70. 1.70. 1.70.
5.15. 7.977 7.717 7.150 1.771 1.750 15
2٧٣ 7.9٤٧ 7.7.7 7.1٣١ 1.٧٥٣ 1.٣٤١ 10
٤.٠١٥
7.970 7.070 7.11. 1.777 1.778 <t< td=""></t<>
7.977 7.007 7.1.1 1.77. 1.77.
٣٠٨٨٣ ٢٠٨٦١ ٢٠٥٣٩ ٢٠٠٩٣ ١٠٣٢٨ ١٩
٣.٨٥٠ ٢.٨٤٥ ٢.٠٨٦ ١.٧٢٥ ١.٣٢٥ ٢٠
٣.٨١٩ ٢.٨٣١ ٢.٨١٥ ٢.٠٨٠ ١.٣٢٣ ٢١
7.797 7.719 7.700 7.710 <td< td=""></td<>
٣.٧٦٧ ٢.٨٠٧ ٢.٠٦٩ ١.٧١٤ ١.٣١٩ ٢٣
W.VEO Y.VAY Y.EAY Y 1 1.VII 1.TIA YE

٣.٧٢٥	۲.۷۸۷	٢.٤٨٥	٠.٠٦٠	۱.۷۰۸	1.717	70
۳.٧٠٧	۲.۷۷۹	7.279	707	1.7.7	1.710	77
٣.٦٩٠	7.771	7.574	707	1.7.8	1.718	**
٣.٦٧٤	۲.٧٦٣	۲.٤٦٧	۲.۰٤٨	1.7.1	1.717	47
٣.٦٥٩	7.407	7.277	۲.۰٤٥	1.799	1.711	۲۹
٣.٦٤٦	7.40.	7.507	7 27	1.797	1.71.	٣.
٣.٥٥١	۲.٧٠٤	۲.٤٢٣	771	١.٦٨٤	1.7.7	٤٠
٣.٤٦٠	۲.٦٦٠	۲.۳۹۰	۲.٠٠	1.771	1.797	٦٠
٣.٣٧٣	٧١٢.٢	7.401	1.94.	1.701	1.719	17.
٣.٢٩١	7.077	7.77.7	1.97.	1.750	۲۸۲.۱	∞

ملحق (٥) القيم الحرجة الختبار (ف) تحت مستوى (٠٠٥)

الغيم العرجة وكتبار (ف) لغت مستوى (١٠٠٠)										
٩	٨	٧	7	٥	٤	٣	۲	١	V1	
									YV	
									' • \	
72.0	۲۳۸ _. ۹	۳٦.٨	۲۳٤.٠	75.7	775.7	Y10.V	199.0	171.5	1	
19.57	19.57	19.00	19.77	19.80	19.70	19.17	19.00	11.01	۲	
٨.٨١	٨.٨٥	٨.٨٩	٨.9٤	9. • 1	9.17	9.71	9. • •	1.17	٣	
٦.٠٠	۲.•٤	٦.٠٩	٦.١٦	٦.٢٦	٦.٣٩	٦.09	٦.9٤	٧.٧١	٤	
٤.٧٧	٤.٨٢	٤.٨٨	٤.٩٥	00	0.19	0.51	0.49	7,71	0	
٤.١٠	٤.١٥	٤.٢١	٤.٢٨	٤.٣٩	٤.٥٣	٤.٧٦	0.12	0.99	٦	
٣.٦٨	٣.٧٣	٣.٧٩	٣.٨٧	٣.٩٧	٤.١٢	٤.٣٥	٤.٧٤	0.09	٧	
٣.٣٩	٣.٤٤	۳.0٠	٣.٥٨	٣.٦٩	٣.٨٢	٤.٠٧	٤.٤٦	0.77	٨	
٣.١٨	٣.٢٣	٣.٢٩	٣.٣٧	٣.٤٨	٣.٦٣	٣.٨٦	٤.٢٦	0.17	٩	
٠, ٠	.	٣.١٤	٣.٢٢	٣.٣٣	₩ ∠ λ	٣.٧١	٤١٠	٤.٩٦	١.	
٣.٠٢ ٢.٩٠	۳.۰۷ ۲.۹٥	7.12	۳.۰۹	۳.۲۰	٣.٤٨ ٣.٣٦	7.09	7.9A	٤.٨٤	11	
۲.۸۰	7.10	Y.91	٣.٠٠	7.11	7.77	7.51	7.17 7.19	٤.٧٥	17	
7.71	7.77	۲. ۸۳	7.97	7.17 7.07	7.1 N	7.21 7.21	۳.۸۱	٤.٧٥	17	
-	7.7.			7.•1 7.97	7.17				11	
۲.٦٥	١.٧٠	۲.۷٦	۲.۸٥	1.11	1.11	٣.٣٤	٣.٧٤	٤٦٠	1 2	
۲.09	۲.٦٤	۲.۷۱	۲.۷۹	۲.9٠	٣.٠٦	٣.٢٩	٣٦٨	٤.٥٤	10	
7.05	7.09	7.77	7.75	۲.۸٥	۳.۱	٣.٢٤	7.77	٤٤٩	١٦	
7.59	۲.00	۲٫٦١	۲.٧٠	1.11	۲.9٦	٣.٢٠	٣.09	٤.٤٥	١٧	
7.50	7.01	4.01	۲٫٦٦	۲.۷۷	۲.9٣	٣.١٦	٣.٥٥	٤٤١	١٨	
7.27	۲.٤٨	۲.0٤	۲٫٦۳	7.75	۲.9٠	٣.١٣	٣.٥٢	٤.٣٨	19	
7.79	7.20	7.01	۲.٦٠	۲,۷۱	۲.۸۷	۳.۱۰	٣.٤٩	٤.٣٥	۲.	
7.57	7.27	4.59	7.07	۲.٦٨	۲.۸٤	٣.٠٧	٣.٤٧	٤.٣٢	71	
۲.٣٤	۲.٤٠	7.27	7.00	۲٫٦٦	7.17	۳.۰٥	٣.٤٤	٤.٣٠	77	
7.47	7.47	۲.٤٤	7.07	۲.٦٤	۲.۸۰	۳.۰۳	٣.٤٢	٤.٢٨	74	
۲.۳۰	۲٫۳٦	۲.٤٢	7.01	7.07	۲.۷۸	۳.۰۱	٣.٤٠	٤.٢٦	۲ ٤	
۲.۲۸	۲.۳٤	۲.٤٠	۲ _. ٤٩	۲.٦٠	۲.٧٦	۲.99	٣.٣٩	٤.٢٤	70	
7.77	7.77	7.49	7.27	Y.09	7.72	۲.۹۸	٣.٣٧	٤٢٣	77	
7.70	7.71	7.77	7.27	Y.0Y	7.77	۲.9٦	٣ ٣٥	٤٢١	77	
	•		• • •		•		•			

7.75	7.79	۲٫۳٦	7.20	۲.٥٦	7.71	7.90	٣.٣٤	٤.٢٠	۲۸
7.77	۲.۲۸	7.70	7.27	7.00	۲.٧٠	7.98	٣.٣٣	٤.١٨	79
7.71	7.77	۲.۳۳	7.27	7.08	۲.٦٩	4.97	٣.٣٢	٤.١٧	٣.
7.17	۲.۱۸	7.70	۲.٣٤	7.20	7.71	۲.٨٤	٣.٢٣	٤.٠٨	٤٠
۲. • ٤	۲.1۰	7.17	7.70	۲.۳۷	7.07	7.77	7.10	٤٠٠	٦.
1,97	7.7	7.9	7.17	7 79	7 20	7.71	٣.٧	797	١٢.
1.44	1.9 £	7.1	۲.۱۰	7.71	7.77	۲.٦٠	٣.٠٠	٣.٨٤	∞

تابع لملحق (٥)

	\ /	_	
(0)	ا تحت مستوى ا	لاختيار (ف)	القيم الحرحة ا

		(.	سوی ر		(-)	ٔ لا حسار	الحرجه	(
∞	١٢.	٦.	٤٠	٣.	۲ ٤	۲.	10	17	١.	V1/
)
705.7	707.7	707.7	701.1	70.1	7 6 9 . 1	۲٤٨.٠	760.9	757.9	7 £ 1 . 9	/
19.0.	19.59	19.51	19.57	19.27	19.50	19.50	19.58	19.15	19.2.	7
1.07	٨.٥٥	1.07	1.09	۸.٦٢	٨.٦٤	٨.٦٦	A.Y•	1.12 1.72	1.79	Ψ
0.77	۸.55 ٥.٦٦	0,79	0,77	0.40	0.11	0.11	۰.۸٦	0.91	0.97	٤
٠. ۲١	9. * *	9. * *	9.11	٥.,٠	9. 7 7	5./(1	9./(\	٥. ۲۱	9. * *	
٤٠٣٦	٤,٤٠	٤.٤٣	٤,٤٦	٤.٥٠	٤.٥٣	६.०५	٤٦٢	٤٦٨	٤٧٤	٥
٣.٦٧	٣.٧٠	٣.٧٤	٣.٧٧	٣.٨١	٣.٨٤	٣٨٧	٣ ٩٤	٤٠٠	٤٠٦	٦
٣.٢٣	٣.٢٧	۳.۳۰	٣.٣٤	٣.٣٨	٣.٤١	٣.٤٤	٣.٥١	۳.0V	٣.٦٤	٧
7.98	4.97	٣٠١	٣.٠٤	٣.٠٨	7.17	٣.١٥	7.77	٣٢٨	7.70	٨
7.71	4.40	4.49	۲.۸۳	۲۸.۲	۲.9٠	۲.9٤	٣.٠١	٣.•٧	٣.١٤	٩
7.05	4.01	7.77	۲٦٦	۲.٧٠	4.75	٧٧.٢	۲.۸٥	۲.۹۱	4.97	١.
۲.٤٠	7.20	4.59	7.08	7.07	17.71	۲.٦٥	7.77	۲.۷۹	۲.۸٥	11
۲.۳۰	4.45	۲.۳۸	۲.٤٣	۲.٤٧	7.01	٤٥.٢	77.7	۲.٦٩	7.70	١٢
7.71	7.70	۲.۳۰	۲.٣٤	۲.۳۸	7.57	۲.٤٦	7.07	۲.٦٠	۲٫٦٧	۱۳
7.17	7.11	7.77	7.77	7.77	7.70	۲.۳۹	۲.٤٦	7.04	۲٫٦٠	١٤
۲.۰۷	7.11	۲.۱٦	۲.۲۰	7.70	7.79	7.77	۲.٤٠	7. £ Å	7.08	10
۲.۰۱	۲.۰٦	7.11	7.10	7.19	7.7 £	7.77	7.70	7.27	۲.٤٩	١٦
1.97	7. • 1	۲.۰٦	7.1.	7.10	7.19	7.77	7.71	۲.۳۸	7.20	1 7
1.97	1.97	۲.۰۲	۲.۰٦	7.11	7.10	7.19	7.77	۲.۳٤	7. ٤ 1	١٨
۱.۸۸	1.98	1.91	۲.۰۳	۲.•۷	7.11	۲.۱٦	۲.۲۳	۲.۳۱	۲٫۳۸	۱۹
1.45	١.٩٠	1.90	1.99	۲.۰٤	۲.•۸	7.17	۲.۲۰	۲.۲۸	7.70	۲.
1.41	۱۸۷	1.97	1.97	7.1	۲.۰٥	۲1.	7 1 1	7.70	7.77	۲۱
١٧٨	1.12	1.19	1.9 £	۱۹۸	۲.۳	۲.٧	7.10	7.77	۲۳.	77
1.77	1.41	١٨٦	1.91	1.97	۲.۱	۲.۰٥	7.17	۲.۲.	7.77	77
1.77	1.79	1.12	1,19	1.9 £	1.91	7.7	7.11	۲.۱۸	7.70	7 £
	•				•	•	•	•		
1.71	1.77	1.47	1.47	1.97	1.97	۲.۰۱	۲.۰۹	7.17	۲.۲٤	40
1.79	1.40	۱۸۰	1.10	١٩٠	1.90	1.99	۲.۷	7.10	7.77	77
1.77	1.75	1.79	1.12	١.٨٨	1.98	1.97	۲.۰٦	7.17	۲.۲۰	۲٧
1.70	1.71	1.77	1.17	1.44	1.91	1.97	۲. • ٤	7.17	7.19	۲۸
							•		•	

1.75	١.٧٠	1.40	1.41	1.40	١.٩٠	1.98	۲.۰۳	۲.۱۰	۲.۱۸	79
1,77	١٦٨	1.75	1, 49	1,48	1,49	1,98	۲.۰۱	7. • 9	۲.۱٦	٣.
1.01	١٥٨	1.78	1,79	1.75	1. ٧9	1.12	1 97	۲. ۰	۲.۸	٤٠
1 49	١٤٧	1.08	1.09	1.70	١.٧٠	1.40	١٨٤	1.98	1,99	٦.
1.70	1,00	1.28	10.	1.00	1,71	1,77	1.40	١٨٣	1,91	١٢.
١	177	1,77	1 49	1, 27	107	104	1,77	1 10	1,17	∞

ملحق (٦) القيم الحرجة للفروق المحسوبة بين الرتب لمعامل ارتباط كندال

مستوى الدلالة للطرفين (ع – م)						
			ن			
٠.٠١	0	٠.١				
_	٦	٥	٤			
١.	٨	٧	٥			
١٣	١.	٩	٦			
١٦	١٢	11	٧			
١٩	10	١٢	٨			
74	1 7	١٤	٩			
77	۲.	١٦	١.			

ملحق (٧) القيم الحرجة ل ع لاختبار الاشارة

			1 -	
•.•0	•.•0	•.•1	٠.٠١	ن
للطرف	للطرفين	للطرف	للطرفين	
الواحد		الواحد		
•	*	*	*	0
•	•	*	*	٦
•	•	•	*	٧
1	•	•	•	٨
1	1	•	•	٩
)	1	•	•	١.
۲	1	١	•	11
۲	۲	١	1	١٢
٣	۲	•	1	١٣
٣	۲	۲	1	١٤
٣	٣	۲	۲	10
£ £	٣	۲	۲	١٦
٤	٤	٣	۲	١٧
٥	٤	٣	٣	١٨
٥	٤	٤	٣	19
٥	٥	٤	٣	۲.
٦	٥	٤	٤	۲۱
٦	٥	٥	٤	77
Y	٦	٥	٤	73
٧	٦	٥	٥	۲ ٤

٧	٧	٦	٥	70

الرموز

- (ن) حجم العينة بعد استبعاد عدد الاشارات الصفرية (*) تعني عدم امكانية تحديد قيمة في المنطفة الحرجة
- - (٠) تدل على الصفر المطلق

ملحق (۸) القيم الجدولية لاختبار مربع كاي٢

٠.٠١	70	0	n
_)	٠.٠٠٤	١
	01	٠.١٠٣	۲
1.110	۲۱۲.۰	470	٣
٠.٢٩٧	٠.٤٨٤	٧١١	٤
00 £	٠.٨٣١	1.150	٥
۲۷۸.۰	1.747	1.780	٦
1.789	1.79.	۲.۱٦٧	٧
1.757	۲.۱۸۰	۲.۷۳۳	٨
۲.٠٨٨	۲.٧٠٠	٣.٣٢٥	٩
۲.00۸	٣.٢٤٧	٣.9٤٠	١.
٣.٠٥٣	٣.٨١٦	٤.٥٧٥	١١
٣.٥٧١	٤.٤٠٤	0.777	١٢
٤.١٠٧	09	0.197	١٣

٤.٦٦٠	0.779	7.071	١٤
0.779	7.777	٧.٢٦١	10
0.117	٦.٩٠٨	٧.٩٦٢	١٦
٦.٤٠٨	٧.٥٦٤	۸.٦٧٢	١٧
٧.٠١٥	۸.۲۳۱	9.89.	١٨
٧.٦٣٣	۸.٩٠٧	1117	19
۸.۲٦٠	9.091	1101	۲.
9.027	١٠.٩٨٢	۱۲.۳۳۸	77
١٠.٨٥٦	17.2.1	١٣.٨٤٨	۲ ٤
17.191	14.75	10.779	47
18.070	10.7.1	17.971	۲۸
18.908	17.791	11.594	٣.
۲۲.۱٦٤	78.888	77.0.9	٤٠
Y9.V•V	٣٢.٣٥٧	45.775	٥,
٣٧.٤٨٥	٤٠.٤٨٢	٤٣.١٨٨	٦٠
٤٥.٤٤٢	٤٨.٧٥٨	01.749	٧.
٥٣.٥٤.	٥٧.١٦٣	٦٠.٣٩١	۸.
71.708	70.778	٦٩.١٢٦	۹.
٧٠٠٥	777.37	٧٧.٩٢٩	١
٧٨.٤٥٨	٧٢٨.٢٨	۲۹۷.۲۸	١١.
۸٦.٩٢٣	91.077	90.4.0	١٢.
90.501	1٣٣١	1.8.777	14.
1.2 42	1.9.187	118.709	1 2 .
۱۱۲.٦٦٨	117.940	177.797	10.

107.587	۱٦٢.٧٢٨	177.479	۲
٤٢٩.٣٨٨	٤٣٩.9٣٦	. ٤ ٤ 9 . 1 ٤ ٧	٥.,

ملحق (9) القيم الحرجة ل ه لاختبار كروسكال $^{-}$ واليس لتحليل التباين لعامل واحد باستخدام الرتب

مستوى الدلالة	عات	م المجمو	حج	مستوى الدلالة	عات	, المجمو	حجم
	ن۳	ٔ ن۲	ن۱	٠.٠١ ٠.٠٥ ٠.١	ن۳	ن۲	ن۱
V.08 0.79 8.70	٤	٤	٤	£.0Y	۲	۲	۲
				٤.٢٩	١	۲	٣
- 0 2. 7 .	١	۲	٥	- ٤.٧١ ٤.0.	۲	۲	٣
7.07 0.17 2.77	۲	۲	٥	- 0.12 2.07	١	٣	٣
- ٤.97 ٤.•1	١	٣	٥	7.70 0.77 8.07	۲	٣	٣
7.17 0.70 8.89	۲	٣	٥	7.	٣	٣	٣
٧٠٠٧ ٥٠٦٥ ٤٠٥٣	٣	٣	٥				
				٤.0.	١	۲	٤
7.16 6.99 4.99	١	٤	٥	- 0.77 ٤.٤٦	۲	۲	٤
٧.١٢ ٥.٢٧ ٤.٥٢	۲	٤	٥	- 0.71 8.07	١	٣	٤
٧.٤٠ ٥.٦٣ ٤.٥٥	٣	٤	٥	7.7. 0.22 2.01	۲	٣	٤
٧.٧٤ ٥.٦٢ ٤.٦٢	٤	٤	٥	7.40 0.48 8.4.	٣	٣	٤
7.18 0.18 8.11	١	٥	٥	7.77 8.79 8.17	١	٤	٤
٧.٢٧ ٥.٢٥ ٤.٥١	۲	٥	٥	7.11 0.20 2.00	۲	٤	٤
V.08 0.78 8.00	٣	٥	٥	٧.١٤ ٥.٦٠ ٤.٥٥	٣	٤	٤
٧.٧٩ ٥.٦٤ ٤.٥٢	٤	٥	٥				

ملحق (١٠) جدول القيم الاحتمالية لاختبار مان – ويتني (ى)

ن ۲ = ۳

	٣	۲	١	Ú
				ی
			40.	•
• . ١ • •		٠.٢٠٠		1
• . ٢ • •		٠,٤٠٠	٧0.	۲
		٠,٦٠٠		٣
				٤
٠.٦٥٠				٥

٤	٣	۲	١	10
				ی
•.1 ٤	۲۸	•.•7٧	٠.٢٠٠	•
• . • ٢ 9	0	.177		1
04	.112	٧٢٢.٠	٠.٦٠٠	۲
	٠.٢٠٠			٣
.111	. 71 8	٠,٦٠٠		٤
• . 7 £ ٣	• . ٤ ٢ 9			٥
• . ٣٤٦	011			٦
• . ٤ ٤ ٣				٧
·.00Y				٨

0	٤	٣	۲	١	10
					ی
•.•• £	٠.٠٠٨	14	·.• £ Y	.177	•
٠.٠٠٨	٠.٠١٦	• . • ٣٦	90	• . ٣٣٣	1
17	٣٢	•.• ٧1	.19.		۲
٠.٠٢٨	07	.170	٢٨٢.٠	• . ٦٦٧	٣
٤٨	90	. 197	• . ٤٢٩		٤
٧0	.128	٠.٢٨٦	011		٥
.111	۲۰۲.	• . ٣9٣			٦
.100	. 777				٧
٠.٢١٠	. 770	٠.٦٠٧			٨
• . ٢٧٤	207				٩
. 750	.081				١.
					11
					١٢
049					١٣

٦	0	<u> </u>	٣	۲	١	نا
•		-	,	,	,	_
1	7	0	17	٠.٠٣٦	.128	ی
۲	£	• • • • •	7 £	٧1	. ۲۸٦	,
£	• • • 9	19	· . · £ A	. 1 2 7		Υ Υ
-	10		٠.٠٧	. 718	.011	, w
• • • ٨	-	-	-		•.5 / /	٤
٠.٠١٣	•.•٢٦	•.••٧	•.181	• . ٣٢ ١		
•.• ٢]	٠.٠٤١	• . • \	• 19 •	• . ٤٢٩		0
٠.٠٣٢	٠.٠٦٣	• 179	٠.٢٧٤	011		٦
• . • £ V	•.•٨٩	• 177	. 401			٧
•.•77	.174	٠.٢٣٨	• . ٤٥٢			٨
•.•٩•	.170	• . ٣ • 0	.051			٩
.17.	. 718	• . ٣٨١				١.
.100	1777.	·. £0V				11
.197	٠ ٣٣١	.080				17
137.	• . ٣٩٦					١٣
. 79 £	. 270					١٤
	070					10
9						١٦
• . ٤٦٩						1 🗸
071						١٨

تابع مان – ويتني (ي)

ن, = ٧

Y	٦	٥	٤	٣	۲	١	ان
							ی
•.••	•.••	٠.٠٠١	٠. • • ٢	٠.٠٠٨	• . • ٢٨	.170	•
•.••	•.••	•.••	• . • • 7	•.• 17	٠.٠٥٦	70.	1
• . • • 1	• . • • ٢	• . • • 0	17	•.• ٣٣	• 1111	440	۲
• . • • ٢	• . • • £	٠.٠٠٩	71	01	•.177		٣
• . • • ٣	· . • • Y	10	٠.٠٣٦	• . • 9 ٢	70.	• .770	٤
٠.٠٠٦	11	• ٢ ٤	•.•00	• 1 77	• . ٣٣٣		٥
• . • • 9	1 ٧	•.• ٣٧	٠.٠٨٢	. 197	• . ٤ ٤ ٤		٦
17	٠.٠٢٦	08	.110	1.701	,007		٧
19	•.• ٣٧	٧٤	.101	• . ٣٣٣			٨
۲٧	01	.1.1	۲۰۲.	٠.٤١٧			٩
• . • ٣٦	• . • 7 9	. 188	• . ٢٦٤				١.
• . • £ 9	• . • 9 •	.177	• . ٣٢ ٤	015			11
• . • 7 £	117	۲۱۲.۰	• . ٣9 ٤				17
٠.٠٨٢	.124	٠.٢٦٥	• . ٤٦٤				18
.1.2	. 1 15	. 719	071				١٤
18.	• . ۲ ۲ ۳	• . ٣٧٨					10
. 109	. 777	• . ٤٣٨					١٦
. 191	. 712						١٧
. ۲۲۸	. 770	. 077					١٨
• . ٢٦٧	٤١٨						19
. 71.	٠.٤٧٣						۲.
. 700	. 077						71
	-						77
							77
							۲ ٤
. 0 8 9							70

تابع مان – ويتني (ي)

A .	٧	٦	0	$\frac{\lambda = \gamma \dot{c}}{2}$	٣	۲	•	<u> </u>
٨	٧	1	5	ž	۲	4	١	ن
					٦	۲۲	111	`ی
		1	Y	£	1 ٢	£ £	. 777	1
	1	1	٣		٠. ۲ ٤		. 777	7
1	1	Y		1 £	£ Y	. 177		<u>۳</u>
1	۲	£	9	Y £			, 007	٤
1			10		9 V	. 777	• • • • •	
۲					179	. 707		٦
	•.••	10	~ ~ ~	• • • • • •	1 / / /			V
	1 .	۲ 1	£ V	. 1 . ٧	. 7 £ A	,007		\ \ \ \
V	1 £		7 £	.1 £ 1	. 710	,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,		٩
		1		1 / 2	***			1,
. 1 £		0 £	.111	. 77				1,1
. 19		٧1	.1 £ Y	. 7/0	. 0 7 9			1,7
70	£ V	9 1	.177	. 7 % 1	· • • · ·			17
		.112	. 717					1 1 2
		.111	. 777					10
	90	.177	. 711					177
	.117		•	•.•				1,7
	.11							1 1 1
9 ٧	.174		2 7 1					19
	-		1.517					
117	٠.١٩٨	-						7.
.189	۲۳۲	•.٣٧٧						71
.171	٠.٢٦٨	٠.٤٢٦						77
.191	٠.٣٠٦	2 ٧ ٥						77
. 771	٠.٣٤٧	040						7 £
. 707	٠.٣٨٩							70
. 4 ۸ ۷	٠.٤٣٣							77
	٠.٤٧٨							* * *
. 77.	0 7 7							۲۸
								۲۹
. 2 4 9								۳.
٤٨٠.								٣1
. 07.								7 7

۲.	۱۹	١٨	١٧	١٦	10	١٤	١٣	١٢	11	١.	٩	ن ۱ ی
٤	٤	٤	٣	٣	٣	۲	۲	۲	١	١	,	1
11	١.	٩	٩	٨	v	Y	٦	٥	٥	٤	,	٣
١٨	١٧	17	10	١٤	1 7	11	١.	٩	٨	٧	٦	٤
40	7 4	4 4	۲.	١٩	١٨	17	10	14	1 4	11	٩	٥
٣ ٢	۳.	۲۸	47	40	۲۳	۲1	۱۹	۱۷	17	١٤	١٢	٦
٣٩	**	40	٣٣	۳.	۲۸	47	۲ ٤	۲۱	۱۹	1 ٧	10	٧
٤٧	٤٤	٤١	٣٩	47	٣٣	٣1	۲۸	47	7 4	۲.	۱۸	٨
٥٤	٥١	٤٨	٤٥	٤٢	٣ ٩	47	44	۳.	* *	7 £	۲١	٩
77	۸٥	٥٥	٥١	٤A	٤٤	٤١	**	٣ ٤	٣1	Y V	Y £	١.
٦٩	70	٦١	٥٧	٥ ٤	٥,	٤٦	٤٢	٣٨	٣ ٤	٣1	Y V	11
٧٧	٧ ٢	٦٨	٦ ٤	٦.	٥٥	٥١	٤٧	٤٢	34	۲ ٤	۳.	١٢
٨٤	٨٠	٥٧	٧.	70	٦١	٥٦	٥١	٤٧	٤٢	**	44	۱۳
9 4	۸٧	٨٢	٧٧	٧١	11	٦1	٥٦	٥١	٤٦	٤١	41	١٤
١	٩ ٤	٨٨	٨٣	٧٧	٧ ٢	77	٦1	00	٥,	£ £	٣9	10
١.٧	1.1	90	٨٩	٨٣	٧٧	٧١	70	٦.	0 £	٤٨	٤٢	17
110	1 . 9	1.4	97	٨٩	٨٣	٧٧	٧.	٦ ٤	٥٧	٥١	٤٥	1 7
177	117	1.9	1.7	90	٨٨	٨٢	۷٥	٦٨	٦1	٥٥	٤٨	۱۸
1 .	174	117	1 . 9	1 . 1	9 £	۸٧	٨٠	Y Y	70	٥٨	٥١	19
١٣٨	1 .	174	110	1.4	١	9 4	Λ£	٧٧	٦9	77	٤٥	۲.

ملحق (١١) القيم الحرجة لاختبار اشارات الرتب لويلكوكسون

ذي ذيل	لاختبار ا	ل الدلالة ا	مستوي		ذي ذيل	لاختبار ا	الدلالة ا	مستوي	
	حد	و ا				7=	و ا		
*.**	٠.٠	٠.٠٢	٠.٠	ن	*.**	٠.٠	٠.٠٢	٠.٠	ن
٥	١	٥	٥		٥	١	٥	٥	
ي ذيلين	ختبار ذ	الدلالة لا	مستوي		ي ذيلين	ختبار ذ	الدلالة لا	مستوي	
٠.٠١	٠.٠	٠.٠٥	٠.١		٠.٠١	٠.٠	٠.٠٥	٠.١	
	۲		•			۲		•	
91	1 . 1	١١٦	14.	۲	-	-	-	•	0
				٨					
١	11.	١٢٦	1 2 .	۲	-	-	•	۲	٦
				٩					
1.9	17.	١٣٧	101	٣	-	•	۲	٣	٧
				•					
111	14.	1 2 7	175	٣	*)	٣	٥	٨
	• 4			٦	,	u.			٩
171	1 2 .	109	140	٣	,	٣	0	٨	٦
١٣٨	101	١٧.	١٨٧	7	٣	٥	٨	١.	,
117	101	1 V •	1 / ()	, ۳	,		^	1 •	'
١٤٨	١٦٢	١٨٢	۲.,	, m	0	٧	١.	١٣	,
1271	, , ,	1741	' ' '	٤		Y	, •	' '	\ \
109	١٧٣	190	717	٣	٧	٩	۱۳	١٧	\
, •		, ,		٥	,	,	, ,		, Y
1 1 1	110	۲.۸	777	٣	٩	١٢	١٧	71	,
				٦					٣
١٨٢	191	771	7 £ 1	٣	١٢	10	۲۱	70	١ ١
				٧					٤
198	711	750	707	٣	10	19	70	٣.	١ ١
				٨					٥
۲.٧	775	7 £ 9	771	٣	19	73	۲٩	40	١ '
				٩					\ \ \
77.	777	775	777	٤	7 7	77	٣٤	٤١	١
				•					٧

	ا ت ت	V110	ا سا			سا		() /	
777	707	449	٣٠٢	٤	7 7	44	٤٠	٤٧)
				١					٨
7 2 7	777	798	719	٤	27	٣٧	٤٦	٥٣	١
				۲					٩
177	711	٣1.	777	٤	٣٧	٤٣	٥٢	٦.	۲
				٣					
777	797	411	707	٤	٤٢	٤٩	٥٨	٦٧	۲
				٤					١
791	717	757	TV1	٤	٤٨	00	70	٧٥	۲
	' ' '	, , ,		0			, -	, -	, Y
٣.٧	ر پي	₩ ₩,	ه ۸ س	٤	0 8	4 2	٧٣	سي ٨	, Y
1 • Y	447	411	٣ ٨٩		5 2	77	٧١	٨٣	
				٦					٣
477	750	447	٤٠٧	٤	٦١	٦٩	٨١	91	۲
				٧					٤
449	777	897	٤٢٦	٤	٦人	٧٦	٨٩	١	۲
				٨					٥
700	279	٤١٥	227	٤	٧٥	Λ£	9 /	11.	۲
				٩					٦
777	897	٤٣٤	٤٦٦	0	۸۳	9 7	1.4	119	۲
1 1 1	' ' '				'`'	''		' ' \	Y
				•					V

رقم الإيداع في دار الكتب والوثائق ببغداد (١٩٥٠) لسنة (٢٠١٦)

الطبعة الثالثة – مزيدة ومنقحة بغداد – مطبعة المهيمن – شارع السعدون ملحق (١)

القيم الحرجة لمعامل الارتباط (بيرسون)

اتجاه واحد

0	٠.٠١	70	0	درجات الحرية
				ن – ۲
9999	9990	٠.٩٩٧	٠.٩٨٨	1
٠.٩٩٠	٠.٩٨٠	90.	٠.٩٠٠	۲
٠.٩٥٩	٠.٩٣٤	٠.٨٧٨	٠.٨.٥	٣
٠.٩١٧	۲۸۸.۰	٠.٨١١	٠.٧٢٩	٤
٠.٨٧٤	٠.٨٣٣	٧0٤	٠.٦٦٩	٥
٠.٨٣٤	۰.٧٨٩	٠.٧٠٧	۲۲۲.۰	٦
٠.٧٩٨		٠.٦٦٦	٠.٥٨٢	٧
۰.٧٦٥	۰.٧١٦	۲۳۲.۰	089	٨
٠.٧٣٥	٠.٦٨٥	۲۰۲.۰	071	٩
٠.٧٠٨	٠.٦٥٨	077	٠.٤٩٧	١.
٠.٦٨٤	٠.٦٣٤	٠.٥٥٣	٠.٤٧٦	11
٠.٦٦١	۲۱۲.۰	077	٠.٤٥٨	١٢

71					
01 Y13 Λοο 7.7 10	٠.٦٤١	907	012	٠.٤٤١	١٣
71 73 73 79 70 <	٠.٦٣٢	075	٠.٤٩٧	٠.٤٢٦	١٤
\(\text{VO} \) \(\text{VO} \) \(\text{VO} \) \\ \\ \text{VO} \) \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\	٠.٦٠٦	001	٠.٤٨٢	٠.٤١٢	10
\(\text{A} \) \\ \\ \text{A} \) \(\text{A} \) \\ \\ \text{A} \) \(\text{A} \) \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\	09.	0٤٢	٠.٤٦٨	٠.٤٠٠	١٦
19 7 <td>040</td> <td>071</td> <td>٠.٤٥٦</td> <td>۰.۳۸۹</td> <td>١٧</td>	040	071	٠.٤٥٦	۰.۳۸۹	١٧
	071	٠.٥١٦	• . ٤ ٤ ٤	٠.٣٧٨	١٨
77	019	٠.٥.٣	٠.٤٣٣	٠.٣٦٩	19
77 3:3 772 0:0 77	087	٠.٤٩٢	٠.٤٢٣	٠.٣٦٠	۲.
77	077	٠.٤٨٢	٠.٤١٣	۲٥٣.٠	۲۱
37	010	٠.٤٧٢		٠.٣٤٤	**
70 77 77 77 77 77 77 77 77 77 77 77 77 7	0.0	٠.٤٦٢	٠.٣٩٦	٠.٣٣٧	77"
77 77 78 77	٠.٤٩٦		٠.٣٨٨	٠.٣٣٠	۲ ٤
77 77 77 77 77 77 77 77 77 79 77 79 79 77 79 70 79 70 70 70 70 80 70 70 70 70 70	٠.٤٨٧		٠.٣٨١	٠.٣٢٣.	40
7.7 7.7 77 7.7 7.7 77 7.7 7.7 7.7 7.7 7.7 7.7 7.7 7.7 7.7 7.7 7.7 7.7 7.7 7.7 7.7 7.7 7.7 7.7 7.7 7.7 7.7 7.7 7.7 7.7 7.7 7.7 7.7 7.7 7.7 7.7 7.7 7.7 7.7 7.7 7.7 7.7		٠.٤٣٧	٠.٣٧٤	٠.٣١٧	77
.		٠.٤٣٠	٠.٣٦٧	٠.٣١١	**
.	٠.٤٦٣	٠.٤٢٣	٠.٣٦١	۲۰۳۰،	47
.	٠.٤٥٦	٠.٤١٦	400	٠.٣٠١	۲٩
	٠.٤٤٩	٠.٤٠٩	٠.٣٤٩	۲۹۲.۰	٣.
	٠.٤١٨	۰.۳۸۱	٠.٣٢٥	٠.٢٧٥	٣٥
	٣٩٣	٠.٣٥٨	٠.٣٠٤	٠.٢٥٧	٤٠
	٠.٣٧٢	٠.٣٣٨	۸۸۲.۰	٠.٢٤٣	٤٥
	٤٥٣.٠	٠.٣٢٢	٠.٢٧٣	۲۳۲.۰	٥,
	٠.٣٢٥	790		٠.٢١١	٦٠
۹۰ ، ۲۲۷ ، ۲۶۲ ، ۲۰۰۰ ، ۲۲۲ ، ۲۲ ، ۲۲ ، ۲۲۲ ، ۲۲۲ ، ۲۲۲ ، ۲۲۲ ، ۲۲۲ ، ۲۲۲ ، ۲۲۲ ، ۲۲۲ ، ۲۲۲ ، ۲۲۲ ، ۲۲۲ ، ۲۲۲ ، ۲۲۲ ، ۲۲۲ ، ۲۲۲ ، ۲۲۲ ، ۲۲۲ ، ۲۲۲ ، ۲۲ ،	٠.٣٠٢	٤٧٢.٠	٠.٢٣٢.	190	٧.
	٠.٢٨٣	۲٥۲.٠	٠.٢١٧	٠.١٨٣	۸.
102 170 172 1	٠.٢٦٧	٠.٢٤٢.٠		٠.١٧٣	۹.
	٠.٢٥٤	7٣٠	190	٠.١٦٤	1

۸۲۲.۰	٧٠٢.٠	٠.١٧٤	107	170
۸۰۲.۸	٠.١٧٤	109	٠.١٤٦	10.
١٨١	107	٠.١٣٨	٠.١٣٨	۲
٠.١٤٨	٠.١٣٣	٠.١١٣	٠.١٢٩	٣
٠.١٢٨	110	٠.٠٩٨	٠.١٢٣	٤ ٠ ٠
110	٠.١٠٢	٠.٠٨٨	٠.١١٣	0
٠.٠٨١	90	٠.٠٦٢	1.0	1

تابع ملحق (۱) القيم الحرجة لمعامل الارتباط (بيرسون)

اتجاهين

)	۲	0	٠.١٠	درجات الحرية
				ن – ۲
9999	9990	٠.٩٩٧	٠.٩٨٨	١
٠.٩٩٠	٠.٩٨٠	90.	٠.٩٠٠	۲
909	٠.٩٣٤	٠.٨٧٨	٠.٨٠٥	٣
٠.٩١٧	٠.٨٨٢	٠.٨١١	٠.٧٢٩	٤
٠.٨٧٤	٠.٨٣٣	٧0٤	٠.٦٦٩	٥
٠.٨٣٤	٠.٧٨٩	٠.٧٠٧	۲۲۲.۰	٦
٠.٧٩٨		٠.٦٦٦	۲۸٥.٠	٧
٠.٧٦٥	٠.٧١٦	۲۳۲.۰	0٤9	٨
٠.٧٣٥	٠.٦٨٥	۲۰۲.۰	011	٩
٠.٧٠٨	٠.٦٥٨	077	٠.٤٩٧	١.
٠.٦٨٤	٠.٦٣٤	٠.٥٥٣	٠.٤٧٦	11
٠.٦٦١	۲۱۲.۰	077	٠.٤٥٨	١٢
٠.٦٤١	٠.٩٥٢	012	٠.٤٤١	١٣
۲۳۲.۰	075	٠.٤٩٧	۲۲٤.۰	١٤

٠.٦٠٦	٨٥٥٨	٠.٤٨٢	٠.٤١٢	10
09.	٠.٥٤٢	٠.٤٦٨	٠.٤٠٠	١٦
070	071	٤0٦	۰.٣٨٩	1 🗸
071	017		٠.٣٧٨	١٨
019	٠.٥٠٣	٠.٤٣٣	٠.٣٦٩	19
077	٠.٤٩٢	٠.٤٢٣	٠.٣٦٠	۲.
077	٠.٤٨٢	٠.٤١٣	۲٥٣.٠	۲۱
010	٠.٤٧٢		٠.٣٤٤	**
0.0	٠.٤٦٢	٠.٣٩٦	٠.٣٣٧	77"
٠.٤٩٦		٠.٣٨٨	٠.٣٣٠	۲ ٤
٠.٤٨٧		٠.٣٨١	٠.٣٢٣.	40
٠.٤٧٩	٠.٤٣٧	٠.٣٧٤	٠.٣١٧	77
	٠.٤٣٠	٠.٣٦٧	٠.٣١١	**
٠.٤٦٣	٠.٤٢٣	٠.٣٦١	۲۰۳۰،	47
٠.٤٥٦	٠.٤١٦		٠.٣٠١	۲۹
٠.٤٤٩	٠.٤٠٩	٠.٣٤٩	٠.٢٩٦	٣.
٠.٤١٨	۰.۳۸۱	٠.٣٢٥	۲۷٥	٣٥
	٠.٣٥٨	٤٠٣٠٠		٤٠
٠.٣٧٢	٠.٣٣٨	۸۸۲.۰	۳٤۲.۰	٤٥
٤٥٣.٠	٠.٣٢٢	٠.٢٧٣	۲۳۲.۰	٥.
٣٢٥	۲90			٦.
٠.٣٠٢	٠.٢٧٤	٠.٢٣٢.	190	٧.
٠.٢٨٣	۲٥۲.٠	٠.٢١٧	٠.١٨٣	۸.
٠.٢٦٧	٠.٢٤٢		٠.١٧٣	۹.
٠.٢٥٤	۲۳.	190	٠.١٦٤	1
۸۲۲.۰		175	107	170
۸.۲.۸	٠.١٧٤	109	٠.١٤٦	10.
	•	•	•	

۱۸۱	٠.١٥٦	٠.١٣٨	٠.١٣٨	۲
٠.١٤٨	177	٠.١١٣	179	٣
١٢٨	110	٠.٠٩٨	177	٤٠٠
110	٠.١٠٢	٠.٠٨٨	٠.١١٣	0
٠.٠٨١	90	۲۲۰.۰		١

ملحق (٢) القيم الحرجة لمعامل الارتباط (سبيرمان)

اتجاه واحد

0	٠.٠١	70	0	درجات الحرية
				ف – ۲
_	1	1	٠.٩٠٠	٥
1	٠.٩٤٣	۲۸۸.۰	٠.٨٢٩	٦
٠.٩٢٩	٠.٨٩٣	٠.٧٨٩	٠.٧١٤	٧
٠.٨٨١	٠.٨٣٣	٠.٧٣٨	٠.٦٤٣	٨
٠.٨٣٣	۰.٧٨٣	٠.٦٨٣	٠.٦٠٠	٩
٠.٧٩٤	٠.٧٤٦	٠.٦٤٨	٠.٥٦٤	١.
٠.٧٧٧	٠.٧١٢	٠.٥٩١	٠.٥٠٦	17
٧١٥	٠.٦٤٥	0 £ £	٠.٤٥٦	١٤
٠.٦٦٥	٠.٦٠١	٠.٥٠٦		١٦
٠.٦٢٥	٠.٥٦٤		٠.٣٩٩	١٨
091	٠.٥٣٤		٠.٣٧٧	۲.

٠.٥٦٢	٨.٥.٨	٠.٤٢٨	٠.٣٥٩	77
047	٠.٤٦٥	٠.٤٠٩	٠.٣٤٣	۲ ٤
010	0	٠.٣٩٢	٠.٣٢٩	47
٠.٤٩٦	٠.٤٤٨	٠.٣٧٧	٠.٣١٧	47
٠.٤٧٨	٠.٤٣٢	٠.٣٦٤	٠.٣٠٦	٣.

تابع ملحق (٢) القيم الحرجة لمعامل الارتباط (سبيرمان)

اتجاهين

٠.٠١	٠.٠٢	0	٠.١٠	درجات الحرية
				ف – ۲
_	1	1	٠.٩٠٠	0
1	٠.٩٤٣	۲۸۸.۰	٠.٨٢٩	٦
٠.٩٢٩	٠.٨٩٣	٠.٧٨٩	٠.٧١٤	٧
٠.٨٨١	٠.٨٣٣	٠.٧٣٨	٠.٦٤٣	٨
٠.٨٣٣	٠.٧٨٣	۳۸۲.۰	٠.٦٠٠	٩
٠.٧٩٤	٠.٧٤٦	٠.٦٤٨	٠.٥٦٤	١.

٧٧٧	٠.٧١٢	091	٠.٥٠٦	١٢
٧١٥	٠.٦٤٥	0 £ £	٠.٤٥٦	١٤
٠.٦٦٥	٠.٦٠١	٠.٥٠٦		١٦
٠.٦٢٥	078		٠.٣٩٩	١٨
٠.٥٩١	٠.٥٣٤		٠.٣٧٧	۲.
1.077	٨.٥.٨	٠.٤٢٨	409	77
٠.٥٣٧		٠.٤٠٩	٠.٣٤٣	۲ ٤
010		٠.٣٩٢	٠.٣٢٩	77
٠.٤٩٦	٠.٤٤٨	٠.٣٧٧	٠.٣١٧	47
٠.٤٧٨	٠.٤٣٢	٠.٣٦٤	٠.٣٠٦	٣.

ملحق (٣) القيم الحرجة لاختبار " ت "

اتجاه

واحد

0	0	٠.٠١	70	0	٠.١٠	درجات
						الحرية

						ن – ۱
787.719	77.707	۳۱.۸۲۱	۱۲.۷۰٦	٦,٣١٤	۳.۰۷۸	١
٣١.09٨	9.970	7.970	٤.٣٠٣	۲.9۲۰	١.٨٨٦	۲
17.975	0.151	٤.٥٤١	٣.١٨٢	7.707	۱.٦٨٣	٣
۸.٦١٠	٤.٦٠٤	٣.٧٤٧	۲.۷۷٦	7.187	1.077	٤
٦.٨٦٩	٤.٠٣٢	٣.٣٦٥	7.071	710	1.577	٥
0.909	۳.۷۰۷	٣.١٤٣	۲.٤٤٧	1.958	1.22.	٦
٥.٤٠٨	٣.٤٩٩	۲.99۸	7.770	1.190	1.510	٧
0 ٤1	٣.٣٥٥	۲.۸۹٦	۲.۳۰٦	١.٨٦٠	1.497	٨
٤.٧٨١	۳.۲٥.	۲.۸۲۱	7.777	1.744	1.77	٩
٤.٥٨٧	٣.١٦٩	4.77 £	۸۲۲.۲	۲۱۸.۱	1.777	١.
٤.٤٣٧	٣.١٠٦	۲.۷۱۸	7.7.1	1.797	1.777	11
٤.٣١٨	٣.٠٥٥	1.7.7	7.197	۱.۷۸۲	1.707	17
٤.٢٢١	٣.٠١٢	7.70.	۲.۱٦.	1.771	1.70.	١٣
٤.١٤٠	7.977	7.717	7.180	1.771	1.750	١٤
٤.٠٧٣	7.957	7.7.7	7.171	1.708	1.781	10
٤.٠١٥	7.971	۲.٥٨٣	7.17.	1.757	1.777	١٦
٣.97٥	۲.۸۹۸	٧.٥٦٧	7.11.	1.72.	1.777	١٧
٣.٩٢٢	۲.۸۷۸	7.007	7.1.1	1.785	1.77.	١٨
٣.٨٨٣	1.77.1	7.079	798	1.779	1.771	19
٣.٨٥٠	7.150	۲.0۲۸	۲.۰۸٦	1.770	1.770	۲.
٣.٨١٩	۲.۸۳۱	۲.۸۱٥	۲.۰۸۰	1.771	1.777	71
٣.٧٩٢	۲.۸۱۹	۲.۸۰٥	۲.۰۷٤	1.717	1.771	77

٣.٧٦٧	٧.٨.٧	۲.٥٠٠	779	1.71 £	1.719	77
٣.٧٤٥	7.797	7.297	۲.٠٦٤	1.711	1.711	۲ ٤
٣.٧٢٥	۲.۷۸۷	٢.٤٨٥	٠.٠٦٠	۱.۷۰۸	1.717	70
۳.٧٠٧	۲.۷۷۹	7.279	707	1.7.7	1.710	۲٦
٣.٦٩٠	7.771	۲.٤٧٣	707	1.7.8	1.71 £	77
٣.٦٧٤	7.77	۲.٤٦٧	۲.۰٤٨	1.7.1	1.717	77
٣.٦٥٩	7.707	7.277	750	1.799	1.771	۲۹
٣.٦٤٦	7.40.	7.204	۲.۰٤٢	1.797	1.71.	٣.
٣.٥٥١	۲.٧٠٤	۲.٤٢٣	771	1.712	1.7.7	٤.
٣.٤٦٠	۲.77.	۲.۳۹۰	۲.۰۰۰	1.771	1.797	٦.
٣.٣٧٣	۲.٦١٧	7.401	1.94.	1.701	1.719	17.
٣.٢٩١	7.077	7.77.7	1.97.	1.750	1.777	∞

ملحق (٤) القيم الحرجة لاختبار " ت "

اتجاهين

0	0	٠.٠١	0		٠.٢٠	درجات
						الحرية
						ن – ۱
777.719	٦٣.٦٥٧	۲۱.۸۲۱	١٢.٧٠٦	٦,٣١٤	٣.٠٧٨	١
٣١.٥٩٨	9.970	7.970	٤.٣٠٣	۲.9۲۰	١.٨٨٦	۲
17.975	0.181	٤.٥٤١	۳.۱۸۲	7.707	۱.٦٨٣	٣
۸.٦١٠	٤.٦٠٤	٣.٧٤٧	7.777	7.177	1.077	٤
٦.٨٦٩	٤.٠٣٢	٣.٣٦٥	7.071	710	1.577	٥
0.909	۳.٧٠٧	٣.١٤٣	۲.٤٤٧	1.958	1.22.	٦
٥.٤٠٨	٣.٤٩٩	۲.99۸	7.770	1.190	1.810	٧
0 ٤1	٣.٣٥٥	۲.۸۹٦	۲.٣٠٦	١.٨٦٠	1.797	٨
٤.٧٨١	۳.۲٥.	۲.۸۲۱	7.77	1.744	1.777	٩
٤.٥٨٧	٣.١٦٩	۲.٧٦٤	۸۲۲.۲	١.٨١٢	1.471	١.
٤.٤٣٧	٣.١٠٦	۲.۷۱۸	۲.۲۰۱	1.797	1.777	11
٤.٣١٨	٣.٠٥٥	۲.٦٨١	7.197	۱.۷۸۲	1.707	١٢
٤.٢٢١	۳.۰۱۲	7.70.	۲.۱٦٠	1.771	1.70.	١٣
٤.١٤٠	۲.۹۷۷	7.717	7.120	1.771	1.750	١٤
٤.٠٧٣	7.957	7.7.7	7.171	1.707	1.751	10

٤.٠١٥	7.971	۲.٥٨٣	7.17.	1.757	1.777	17
٣.٩٦٥	۲.۸۹۸	۲.0٦٧	۲.۱۱۰	1.75.	1.777	١٧
٣.٩٢٢	۲.۸٧٨	7.007	7.1.1	1.772	1.77.	١٨
٣.٨٨٣	۲.٨٦١	7.089	۲.۰۹۳	1.779	1.771	۱۹
۳.۸٥٠	۲.۸٤٥	۲.0۲۸	۲.۰۸٦	1.770	1.770	۲.
٣.٨١٩	۲.۸۳۱	۲.۸۱٥	۲.۰۸۰	1.771	1.777	71
٣.٧٩٢	۲.۸۱۹	۲.۸۰٥	۲٧٤	1.717	1.771	77
٣.٧٦٧	۲.۸.۷	۲.0.	۲.۰٦٩	1.71 £	1.719	77
٣.٧٤٥	7.797	7. 297	۲.٠٦٤	1.711	1.711	۲ ٤
٣.٧٢٥	۲.۷۸۷	٢.٤٨٥	٠.٠٦٠	۱.۷۰۸	1.717	70
۳.٧٠٧	۲.۷۷۹	7.579	707	1.7.7	1.710	77
٣.٦٩٠	7.771	۲.٤٧٣	707	1.7.4	1.718	۲٧
٣.٦٧٤	7.77	۲.٤٦٧	۲.۰٤٨	1.7.1	1.717	7.7
٣.٦٥٩	7.707	7.277	750	1.799	1.771	۲۹
٣.٦٤٦	7.70.	7.207	۲.۰٤٢	1.797	1.71.	٣.
٣.٥٥١	۲.٧٠٤	۲.٤٢٣	771	١.٦٨٤	1.7.7	٤٠
٣.٤٦٠	۲.٦٦٠	۲.۳۹۰	۲.۰۰۰	1.771	1.797	٦٠
٣.٣٧٣	۲.٦١٧	۲.۳٥٨	1.94.	1.701	1.719	١٢.
٣.٢٩١	7.077	٢.٣٢٦	1.97.	1.750	1.777	∞
		•	•	-		

ملحق (٥) القيم الحرجة لاختبار (ف) تحت مستوى (٠.٠٥)

		(-	, 05	(, , ,	- • •	, (••		
٩	٨	٧	٦	0	٤	٣	۲	١	V1
									TV
72.0	۲۳۸٫۹	۳٦.٨	۲۳٤.٠	77.7	775.7	710.V	199.0	171.8	١
19.77	19.57	19.00	19.77	19.7.	19.70	19.17	19	11.01	۲
۸.۸۱	٨.٨٥	٨.٨٩	٨.9٤	9. • 1	9.17	9.71	٩.٠٠	1.15	٣
٦٠٠٠	٦٠٠٤	7.•9	٦.١٦	7,77	٦.٣٩	7.09	٦.9٤	٧.٧١	٤
٤.٧٧	٤.٨٢	٤.٨٨	٤.٩٥	0.0	0.19	0. ٤1	0. ٧9	٦٦١	٥
٤.١٠	٤.١٥	٤.٢١	٤.٢٨	٤.٣٩	٤.٥٣	٤.٧٦	0.18	0.99	٦
٣.٦٨	٣.٧٣	٣.٧٩	٣.٨٧	٣.٩٧	٤.١٢	٤.٣٥	٤.٧٤	0.09	٧
٣.٣٩	٣.٤٤	٣.٥٠	٣.٥٨	٣.٦٩	٣.٨٢	٤.•٧	٤.٤٦	0.77	٨
٣.١٨	٣.٢٣	٣.٢٩	٣.٣٧	٣.٤٨	٣.٦٣	٣.٨٦	٤.٢٦	0.17	٩
٣.٠٢	٣.•٧	٣.١٤	٣.٢٢	٣.٣٣	٣.٤٨	٣.٧١	٤.١٠	٤.٩٦	١.
۲.9.	7.90	٣.٠١	٣.٠٩	٣.٢٠	٣.٣٦	٣.09	٣.٩٨	٤.٨٤	11
۲.۸۰	۲.۸٥	۲.۹۱	٣.٠٠	٣.١١	٣.٢٦	٣.٤٩	٣.٨٩	٤.٧٥	17

۲.۲۱	۲.۷۷	۲.۸۳	7.97	٣.٠٣	٣.١٨	٣.٤١	۲.۸۱	٤.٦٧	۱۳
۲.٦٥	۲.٧٠	۲.٧٦	4.10	4.97	٣.١١	٣.٣٤	٣.٧٤	٤٦٠	١٤
	-							-	
۲.09	7.78	7.71	7.79	۲.9٠	٣.٠٦	٣.٢٩	٣.٦٨	٤.٥٤	10
7.05	7.09	7.77	7.75	7.10	۳.۱	٣.٢٤	7.77	٤ ٤٩	١٦
۲.٤٩	7.00	7.71	۲.٧٠	4.41	۲.۹٦	٣.٢٠	٣.09	٤.٤٥	١٧
7.20	7.01	7.01	7.77	7.77	7.98	٣.١٦	٣.٥٥	٤٤١	١٨
7.57	۲.٤٨	۲.0٤	7.78	۲.٧٤	۲.۹۰	7.17	٣.٥٢	٤٠٣٨	19
.	•	•	•	•		•		•	
۲.۳۹	7.50	7.01	۲.٦٠	۲,۷۱	٧٨.٧	٣.١٠	٣.٤٩	٤.٣٥	۲.
7.77	7.57	7. ٤9	7.07	۲٬٦٨	7.16	٣.٠٧	٣١٤٧	٤٣٢	۲۱
7.72	۲.٤٠	7.27	7.00	7.77	7.17	۳.۰٥	٣.٤٤	٤.٣٠	77
7.77	7.77	۲ ِ ٤ ٤	7.08	7.78	۲.۸۰	۳.۰۳	٣.٤٢	٤.٢٨	78
۲۳۰	7.77	7.57	7.01	7.07	۲.۷۸	۳.۰۱	۳۰٤٠	٤٢٦	7 £
·	•	•	,	,	·	•	·	•	
۲.۲۸	۲.۳٤	۲.٤٠	7. £9	۲.٦٠	۲.٧٦	۲.99	٣٠٣٩	٤.٢٤	40
7.77	7.77	7.79	7.27	7.09	7.75	۲.۹۸	7.77	٤٠٢٣	77
7.70	7.77	7.77	7.27	7.07	7.77	۲ ۹٦	٣.٣٥	٤٦١	77
7.7 £	7.79	7.77	7.20	7.07	7.71	۲.90	٣.٣٤	٤.٢٠	۲۸
7.77	7.77	7.70	۲.٤٣	7.00	۲.٧٠	7 9 7	7.77	٤١٨	79
-		-	•	,	•	-	•	•	
7.71	7.77	۲.۳۳	7.27	7.08	۲.٦٩	۲.9۲	٣٠٣٢	٤.١٧	٣.
7.17	7.17	7.70	۲.۳٤	۲.٤٥	7.71	۲.۸٤	٣.٢٣	٤٠٨	٤٠
٤٠٤	۲.۱۰	7.17	7.70	7.77	7.07	7.77	٣.١٥	٤.٠٠	٦.
1 97	77	7. 9	7.17	7.79	۲ ٤٥	۸۶.۲	٣.٠٧	۳.۹۲	١٢.
١٨٨	1.9 £	7.1	۲.۱۰	7.71	7.77	۲٦.	۳.۰۰	٣.٨٤	∞
•	•	•	•	•	•	•	•	•	

تابع لملحق (٥)

القيم الحرجة لاختبار (ف) تحت مستوى (٢٠٠٠)

∞	١٢.	٦٠	٤٠	٣.	۲ ٤	۲.	10	17	١.	V1/
										yv
708.7	707.7	707.7	701.1	10.1	759.1	۲٤٨.٠	750.9	7 5 7.9	7 £ 1 . 9	١
19.0.	19.59	19.21	19.27	19.27	19.20	19.20	19.28	19.18	19.2.	۲
۸.0٣	٨.٥٥	٨.٥٧	٨.٥٩	۲۲.۸	٨.٦٤	٨.٦٦	۸.٧٠	٨.٧٤	٨.٧٩	٣
٥.٦٣	৹ৣৢৢৢৢৢৢৢৢৢ	0.79	0.77	0.40	٥.٧٧	٥.٨٠	٥.٨٦	0.91	٥.٩٦	٤
٤.٣٦	٤٤٠	٤.٤٣	٤.٤٦	٤.٥٠	٤.٥٣	٤.٥٦	٤.٦٢	٤٦٨	٤.٧٤	٥
777	٣.٧٠	٣.٧٤	٣.٧٧	٣.٨١	٣.٨٤	٣٨٧	٣.9٤	٤٠٠	٤٠٦	٦
٣.٢٣	٣.٢٧	٣.٣٠	٣.٣٤	٣.٣٨	٣.٤١	٣.٤٤	٣.٥١	٣.٥٧	٣.٦٤	٧
۲.9٣	4.94	٣.٠١	٣. • ٤	٣.٠٨	٣.١٢	٣.١٥	٣.٢٢	٣.٢٨	٣.٣٥	٨
۲.٧١	7.40	۲.۷۹	۲.۸۳	٢.٨٦	۲.9٠	۲.9٤	۳.۰۱	٣.•٧	٣.١٤	٩
۲.0٤	۲.٥٨	۲٫٦٢	۲٫٦٦	۲.٧٠	۲.٧٤	۲.۷۷	۲.۸٥	۲.۹۱	۲.۹۸	١.
۲.٤٠	۲ ٤٥	Y. £9	7.08	۲.٥٧	7.71	7.70	7.77	7.79	۲.۸٥	11
۲.۳۰	7.72	۲.۳۸	۲.٤٣	۲.٤٧	7.01	7.05	7.77	7.79	7.40	17
7.71	7.70	۲.۳۰	۲.٣٤	۲.۳۸	7.27	۲.٤٦	7.07	۲.٦٠	7.77	١٣

7.17	۲.۱۸	7.77	٧٢.٢	۲٫۳۱	7.70	۲.۳۹	۲.٤٦	۲.0۳	۲٫٦٠	١٤
۲.•٧	7.11	۲.۱٦	۲.۲۰	7.70	4.49	7.77	۲.٤٠	4.57	7.05	10
7.01	۲.۰٦	7.11	7.10	7.19	7.7 2	4.71	7.70	7.27	4.59	١٦
1.97	۲.۰۱	۲.۰٦	۲.1۰	7.10	4.19	7.75	7.77	۲.۳۸	7.20	١٧
1.97	1.97	7. • 7	۲.۰٦	7.11	7.10	7.19	7.77	۲.۳٤	7. 21	١٨
1.44	1.95	1.91	۲.۰۳	۲.•٧	7.11	۲.1٦	7.75	۲.۳۱	۲.۳۸	۱۹
١٨٤	1,9.	1.90	1.99	۲.۰٤	۲.۰۸	۲.1۲	۲.۲۰	۲.۲۸	7,70	۲.
1.41	١٨٧	1.97	1.97	۲.۱	7.00	۲.1.	7.11	7.70	7.77	۲١
1.74	١٨٤	1.19	1.9 £	1.91	7.0	۲.۰۷	7.10	7.78	۲.۳۰	77
1.77	1,41	١٨٦	1.91	1.97	7.1	7.0	7.17	۲.۲۰	7.77	74
1.77	1.79	۱.۸٤	1.19	1.9 £	1.91	7.0	7.11	۲.۱۸	7.70	۲ ٤
1.71	1.77	1,47	1,47	1.97	1,97	۲.۰۱	۲.۰۹	۲.۱٦	7.75	70
1.79	1 10	١.٨٠	1.10	١٩٠	1.90	1 99	۲.۷	7.10	7 77	77
1.77	۱۷۳	1. 79	1.12	١٨٨	1,98	1.97	۲.٦	7.17	۲۲.	77
1.70	1. 71	1.44	1.17	1.44	1.91	1.97	۲ . ٤	7.17	7.19	7.
1.75	١٧.	1.40	1.41	1.00	1.9.	1.98	۲.۳	۲.۱۰	7.11	79
1.12	1. * *	1.10	1.71	1.70	1	1.12	1.*1	١.١٠	1.17	, ,
1.77	١.٦٨	1.75	1.79	1.12	1.19	1.98	۲.۰۱	۲.۰۹	۲.۱٦	٣.
1.01	1.01	1.78	1.79	1.75	1. 49	1.12	1.97	۲.۰۰	۲.•۸	٤٠
1.49	1.27	1.08	1.09	1.70	1.4.	1.40	1.12	1.97	1.99	٦.
1.70	1.70	1.28	1.0.	1.00	1.71	1,77	1.40	١.٨٣	1.91	١٢.
١.٠٠	1.77	1.47	1.49	1.27	1.07	1.04	1.77	1.40	1.15	∞

ملحق (٦) القيم الحرجة للفروق المحسوبة بين الرتب لمعامل ارتباط كندال

مستوى الدلالة للطرفين (ع – م)				
• . •)	0	٠.١		
_	٦	٥	٤	
١.	٨	٧	٥	
١٣	١.	٩	٦	
١٦	17))	٧	

19	10	١٢	٨
74	1 🗸	١٤	٩
47	۲.	17	١.

ملحق (٧) القيم الحرجة ل ع لاختبار الاشارة

• . • 0	•.•0	•.•1	٠.٠١	ن
للطرف	للطرفين	للطرف	للطرفين	
الواحد		الواحد		
•	*	*	*	٥
•	•	*	*	٦
•	•	•	*	٧
)	•	•	•	٨
)	1	•	•	٩
)	1	•	•	١.
۲	١	١	•	11

۲	۲	١	١	١٢
٣	۲	١	1	١٣
٣	۲	۲	1	١٤
٣	٣	۲	۲	10
٤	٣	۲	۲	١٦
٤	٤	٣	۲	١٧
٥	٤	٣	٣	١٨
٥	٤	٤	٣	19
٥	٥	٤	٣	۲.
٦	٥	٤	٤	۲۱
٦	٥	٥	٤	77
Y	٦	٥	٤	73
Y	٦	٥	٥	۲ ٤
Y	٧	٦	٥	70

الرموز

- (ن) حجم العينة بعد استبعاد عدد الاشارات الصفرية (*) تعني عدم امكانية تحديد قيمة في المنطفة الحرجة () تدل على الصفر المطلق

ملحق (۸) القيم الجدولية لاختبار مربع كاي٢

)	70	•.•0	n V
_)	٠.٠٠٤	١
	01	٠.١٠٣	۲
1.110	۲۱۲.۰	٠.٣٢٥	٣
٠.٢٩٧	٠.٤٨٤	٠.٧١١	٤

٤.٥٥٤	٠.٨٣١	1.150	٥
۲۷۸.۰	1.777	1.780	٦
1.789	1.79.	۲.۱٦٧	٧
1.757	۲.۱۸۰	۲.۷۳۳	٨
۲.٠٨٨	۲.٧٠٠	٣.٣٢٥	٩
۲.00۸	٣.٢٤٧	٣.9٤٠	١.
٣.٠٥٣	٣.٨١٦	٤.٥٧٥	11
٣.٥٧١	٤.٤٠٤	0.777	١٢
٤.١٠٧	09	0.197	١٣
٤.٦٦٠	0.779	7.071	١٤
0.779	7.777	٧.٢٦١	10
0.117	٦.٩٠٨	٧.٩٦٢	١٦
٦.٤٠٨	٧.٥٦٤	۸.٦٧٢	١٧
٧.٠١٥	۸.۲۳۱	9.89.	١٨
٧.٦٣٣	۸.٩٠٧	1117	19
۸.۲٦٠	9.091	1101	۲.
9.057	۲۸.۹۸۲	۱۲.۳۳۸	77
1	17.5.1	١٣.٨٤٨	۲ ٤
17.191	١٣.٨٤٤	10.479	77
18.070	10.7.1	17.971	۲۸
18.908	17.791	11.598	٣.
۲۲.۱٦٤	78.877	77.0.9	٤٠
Y9.V•V	٣٢.٣٥٧	٣٤.٧٦٤	٥,
٣٧.٤٨٥	٤٠.٤٨٢	٤٣.١٨٨	٦٠

٤٥.٤٤٢	٤٨.٧٥٨	01.749	٧.
٥٣.٥٤٠	٥٧.١٦٣	٦٠.٣٩١	٨٠
71.708	٦٥.٦٧٤	79.177	٩.
٧٠.٠٦٥	72.777	٧٧.٩٢٩	١
٧٨.٤٥٨	۸۲.۸٦٧	۸٦.٧٩٢	١١.
۸٦.٩٢٣	91.077	90.7.0	١٢.
90.201	1 ٣٣١	1.8.777	۱۳.
1.2 42	1.9.187	117.709	1 2 .
۱۱۲.٦٦٨	117.910	177.797	10.
107.288	177.77	174.779	۲.,
٤٢٩.٣٨٨	٤٣٩.٩٣٦	. £ £ 9 . 1 £ V	0

ملحق (٩) القيم الحرجة ل ه لاختبار كروسكال – واليس لتحليل التباين لعامل واحد باستخدام الرتب

مستوى الدلالة	عات	م المجمو	حج	مستوى الدلالة	عات	المجمو	حجم
٠.٠١ ٠.٠٥ ٠.١	ن۳	٠ ن٢	ن۱	٠.٠١ ٠.٠٥ ٠.١	ن۳	ن۲	ن۱
V.08 0.79 8.70	٤	٤	٤	£.0V	۲	۲	۲
				٤.٢٩	١	۲	٣
- 0 ٤. ٢ .	1	۲	٥	- ٤.٧١ ٤.0.	۲	۲	٣
7.07 0.17 8.77	۲	۲	٥	- 0.12 2.07	١	٣	٣
- ٤.97 ٤.٠١	١	٣	٥	7.70 0.77 8.07	۲	٣	٣
7.17 0.70 2.29	۲	٣	٥	7.89 0.70 8.77	٣	٣	٣
٧٠٠٧ ٥٠٦٥ ٤٠٥٣	٣	٣	٥				
				£.0+	١	۲	٤
7.16 6.99 4.99	١	٤	٥	- 0.77 ٤.٤٦	۲	۲	٤
Y.17 0.77 £.07	۲	٤	٥	- 0.71 2.07	١	٣	٤
Y. £ . 0.77 £.00	٣	٤	٥	7.7. 0.88 8.01	۲	٣	٤
٧.٧٤ ٥.٦٢ ٤.٦٢	٤	٤	٥	7.40 0.42 8.4.	٣	٣	٤
7.18 0.18 2.11	١	٥	٥	7.77 8.79 8.17	١	٤	٤
V. TV 0. TO £ 01	۲	٥	٥	7.11 0.20 2.00	۲	٤	٤
V 0 2 0 77 2 00	٣	٥	٥	V.18 0.7. 8.00	٣	٤	٤
V. V9 0.78 8.07	٤	٥	٥				

ملحق (١٠) جدول القيم الاحتمالية لاختبار مان – ويتني (ى)

ن ۲ = ۳

	٣	۲	١	ڹ
				ی
	٠.	1	40.	•
•.1••	•.	۲.,	0	1
٠.٢٠٠	٠.	٤٠٠	٧٥.	۲
	٠.	٦.,		٣
				٤
. 70.				٥

٤	٣	۲	١	10
				ی
.15	۲٨	•.•7٧	٠.٢٠٠	•
• . • ٢ 9	0	.177		1
0	.112	· . ۲7٧	٠.٦٠٠	۲
	• . ٢ • •			٣
1 \ 1	. 71 2	• . ७ • •		٤
• . 7 2 4	• . ٤ ٢ 9			٥
• . ٣٤٦	011			٦
• . ٤ ٤ ٣				٧
.004				٨

0	٤	٣	۲	١	10
					ی
٤	٠. • ٠ ٨	14	·. • £ V	.177	•
٠.٠٠٨	٠.٠١٦	• . • ٣٦	90	• .٣٣٣	1
17	• . • ٣٢	٧1	.19.		۲
۲۸	07	.170	٢٨٢.٠	• .777	٣
·.· £ A	90	• 197	• . ٤ ٢ 9		٤
٧٥	.128	۲۸۲.۰	011		٥
.111	۲۰۲.۰	• . ٣9٣			٦
.100	۲ ۷ ۸	• .0 • •			٧
٠.٢١٠	. 770	٧٠٢.٠			٨
۲٧٤	. 207				٩
450	081				١.
173.					11
					١٢
079					١٣

		٤	<u></u>		•	\ \.
٦	٥	Z	٣	۲	١	ن١
						ی
•.••	• . • • ٢	0	17	• . • ٣٦	.154	•
٠. • • ٢	• . • • £		٠.٠٢٤	•.• ٧ ١	۲۸۲.۰	١
	9	19	٤٨	.128	٤٢٨	۲
•.••	10	٣٣	٠.٠٨٣	. 712	011	٣
18	77		. 171	. 771		٤
7 1	1	٠,٠٨٦	. 19.	. 279		٥
٣٢	77	. 179	. 772	. 011		٦
• • £ Y	19	. 177	. 704	-		٧
• • • • • •	. 177	٠ ۲٣٨	. 207			٨
9 .	. 170		. 0 £ 1			٩
. 17.	. 712	٠ ٣٨١	•			١.
. 100	۸,۲۲	. 204				11
. 197	. 771	. 080				17
. 7 £ 7	. ٣٩٦	•				١٣
. 79 £	. 270					١٤
. 40.	. 070					10
• . ٤ • 9	•					١٦
• £79						1 🗸
. 071						١٨

تابع مان – ويتني (ي)

ن, = ٧

٧	٦	٥	٤	٣	۲	١	10
							ی
•.••	• . • • 1	٠.٠٠١	٠.٠٠٢	٠.٠٠٨	•.• ٢٨	.170	•
• . • • 1	• . • • ١	٠.٠٠٣	٠.٠٠٦	17	٠.٠٥٦	70.	1
1	• . • • ٢	0	17	• . • ٣٣	•.111	400	۲
• . • • ٢		٠.٠٠٩	٢١	01	.177	• .0 • •	٣
• . • • ٣	•.••	10	• . • ٣٦	9 7	70.	• 770	٤
٠.٠٠٦	11	• ٢ ٤	•.•00	• 1 77	• . ٣٣٣		٥
• . • • 9	17	•.• ٣٧	٠.٠٨٢	. 197	• . ٤ ٤ ٤		٦
17	• . • ٢٦	07	.110	1.701	٢٥٥٠.		٧
19	٣٧	•.• ٧ ٤	.101	• . ٣٣٣			٨
۲٧	01	.1.1	٦٠٢٠٠	٤١٧			٩
• . • ٣٦	• . • 79	• 172	• . ٢٦٤				١.
٤9	٠,٠٩٠	.177	• . ٣ ٢ ٤	٠.٥٨٣			11
• . • 7 £	.117	۲۱۲.۰	• . ٣9 ٤				17
٠.٠٨٢	.124	• . ٢٦0	• . ٤٦٤				15
.1.2	• 115	• . ٣19	071				١٤
. 18.	• . ۲۲۳	٣٧٨					10
.109	٧٢٢.٠	• . ٤٣٨					١٦
.191	. 718						1 \
. 771	٠.٣٦٥	170.1					١٨
۲7۷	٤ ١ ٨						19
٣١.	• . ٤٧٣						۲.
. 700	. 077						۲۱
٠.٤٠٢							77
. 201							74
							۲ ٤
. 089							70

٨	٧	٦	٥	ź	٣	۲	١	ن		
			1		4	۲۲	111	_ی		
••••	••••	• • • • •	• • • • •	· . · · · · · · · · · · · · · · · · · ·	·.·· ٦	-				
• . • • •	• . • • •	• • • • •	•.••	· . · · · · · · · · · · · · · · · · · ·	7 £	· . • £ £ • . • A 9	• . ۲ ۲ ۲ • . ۳ ۳ ۳	1		
•.••	•.••	• • • • •	• • • • •		£ Y		• . 1 1 1	, ,		
•.••	• • • • •		9	7 £	• • • • • • • • • • • • • • • • • • • •	· . 1 1 1		\ \tag{\x}		
• • • • •	• • • • •		10	•.• • • • • • • • • • • • • • • • • • •	9 V			6		
• • • • • •	• • • • •	• • • • •	۲۳		. 189			٦		
•	• • • • •	•	•	٧٧	•	-		V		
٠.٠٠٣	•	10	• . • ٣٣	٧	.144					
••••		٠.٠٢١	· . • £ V	-	. 7 £ Å	۲٥٥.،		۸ ۹		
٠.٠٠٧	٠.٠١٤	٠.٠٣٠	4 £	.111						
••••	٠.٠٢٠	٠.٠٤١	٠.٠٨٥	٠.١٨٤	٠.٣٨٧			١.		
1 £	٠.٠٢٧	0 £	•.111	٠.٢٣٠	٤٦١			11		
19	٠.٠٣٦	•.• ٧ 1	.1 2 7	٠.٢٨٥	٠.٥٣٩			1 7		
۲٥	٠.٠٤٧	٠.٠٩١	.177					١٣		
	٠.٠٦٠	.112	۲۱۷					1 £		
٠.٠٤١	٠.٠٧٦	.1 £ 1	٠,٢٦٢					10		
0 ۲	90	.177	٠.٣١١	044				١٦		
	٠.١١٦	٠.٢٠٧	٠.٣٦٢					١٧		
٠.٠٨٠	.1 2 .	7 £ 0						١٨		
٠.٠٩٧	.177	٠.٢٨٦	041					١٩		
.117	.191	٠.٣٣١						۲.		
1 ٣٩	۲۳۲	٣٧٧						۲۱		
17 £	٠.٢٦٨	٠.٤٢٦						7 7		
.191	٠.٣٠٦							۲۳		
۲ ۲ ۱	٧٤٣.٠	040						۲ ٤		
٢ 0 ٣	٠.٣٨٩							40		
۲۸۷								77		
٣ ٢ ٣	·. £ V A							* *		
٣٦.	0 7 7							4.4		
٣٩٩								44		
£ ٣ 9								٣.		
٠.٤٨٠								٣١		
. 07.								77		

۲.	۱۹	١٨	١٧	١٦	10	١٤	١٣	١٢	11	١.	٩	ن ۱ ی
٤	٤	٤	٣	٣	٣	۲	۲	۲	١	١	١	1
11	١.	٩	٩	٨	٧	٧	٦	٥	٥	ź	۲	٣
١٨	1 ٧	17	10	١٤	١٢	11	١.	٩	٨	٧	٦	٤
70	7 4	77	۲.	١٩	١٨	17	١٥	۱۳	۱۲	11	٩	٥
٣٢	۳.	۲۸	47	40	۲۳	۲1	۱۹	۱۷	17	١٤	١٢	٦
٣٩	٣٧	40	٣٣	۳.	۲۸	47	7 £	۲۱	۱۹	۱۷	10	٧
٤٧	٤٤	٤١	٣٩	47	٣٣	٣1	۲۸	77	7 4	۲.	۱۸	٨
٥٤	٥١	٤٨	٤٥	٤٢	٣ ٩	47	44	۳.	Y V	7 £	۲١	٩
77	۸٥	٥٥	٥١	٤A	٤٤	٤١	* 4	٣ ٤	٣1	T V	7 £	١.
٦٩	٦٥	٦1	٥٧	٤٥	٥,	٤٦	٤٢	37	۲ ٤	٣1	۲٧	11
٧٧	٧٢	٦٨	٦ ٤	٦.	٥٥	٥١	٤٧	٤٢	3	۲ ٤	۳.	١٢
٨٤	۸٠	٥٧	٧.	70	٦١	٥٦	٥١	٤٧	£ Y	* V	44	۱۳
9 7	۸٧	٨٢	٧٧	٧١	77	٦1	٥٦	٥١	٤٦	٤١	47	١٤
١	٩ ٤	٨٨	٨٣	٧٧	٧ ٢	77	٦1	00	٥,	£ £	٣9	10
١.٧	1.1	90	٨٩	٨٣	٧٧	٧١	70	٦.	٤٥	٤٨	٤ ٢	17
110	1.9	1.4	97	٨٩	٨٣	٧٧	٧.	٦ ٤	٥٧	٥١	20	1 ٧
177	117	1.9	1.7	90	٨٨	٨٢	۷٥	٦٨	٦1	٥٥	٤٨	۱۸
1 .	1 7 7	117	1 . 9	1.1	9 £	۸٧	٨٠	Y Y	70	٥٨	٥١	19
١٣٨	18.	174	110	1.4	١	9 4	٨٤	٧٧	٦٩	77	٤٥	۲.

ملحق (١١) القيم الحرجة لاختبار اشارات الرتب لويلكوكسون

ذي ذيل	لاختبار	ي الدلالة ا	مستوء		ذي ذيل			مستوي			
	72	وا				مستوی الدلالة لاختبار ذي ذیل واحد ۱۰۰ ۲۰۰۰ ۲۰۰۰ ۵۰۰۰ ۵۰۰۰ ۵۰۰۰ ۱۰۰۰ ۵۰۰۰ ۲۰۰۰ ۲					
*.**	٠.٠	٠.٠٢	٠.٠	ن	•.••	٠.٠	٠.٠٢	٠.٠	ن		
٥	١	٥	٥								
ي ذيلين	ختبار ذ	الدلالة لا	مستوي		ي ذيلين	ختبار ذ	الدلالة لا	مستوي			
٠.٠١	٠.٠	٠.٠٥	٠.١		٠.٠١	٠.٠	٠.٠٥	٠.١			
	۲		*			۲		•			
91	1 • 1	١١٦	14.	۲	-	-	-	•	٥		
١	١١.	١٢٦	1 2 .	۸ ۲				+	٦		
, , ,	114	, , ,	124	٩	_	-	•	'	`		
1.9	١٢.	١٣٧	101	٣	_		۲	٣	٧		
, ,							·	,	ļ ,		
111	۱۳.	1 2 7	١٦٣	٣	•	١	٣	٥	٨		
				١							
١٢٨	1 2 .	109	140	٣	١	٣	0	٨	٩		
				۲							
١٣٨	101	1 4 .	١٨٧	٣	٣	٥	٨	١.	١		
				٣					•		
1 & 1	177	١٨٢	۲.,	٣	0	٧	١.	۱۳	١		
				٤					١		
109	۱۷۳	190	717	٣	٧	٩	١٣	١٧	١		
				0					۲		
1 \ 1	110	۲۰۸	777	٣	٩	17	1 🗸	71)		
			.	٦					٣		
١٨٢	۱۹۸	771	7 £ 1	٣	١٢	10	71	70)		
• 0 /	J		. . 4	٧			U .	ل ا	٤		
172	711	750	707	٣	10	19	70	٣.	1 0		
۲.٧	775	7 £ 9	771	۸ ٣	۱۹	74	۲٩	40			
1 * Y	114	121	1 1 1	٩	, ,	1 1	, ,				
۲۲.	۲۳۸	778	۲۸۲	٤	77	77	٣٤	٤١	1		
	. , , , ,				. ,	, ,			Y		
								I	l '		

		****						1 () (
744	707	449	٣٠٢	٤	77	44	٤٠	٤٧)
				١					٨
7 2 7	777	798	719	٤	47	٣٧	٤٦	٥٣	١
				۲					٩
771	711	٣١.	777	٤	٣٧	٤٣	٥٢	٦.	۲
				٣					
777	797	777	707	٤	٤٢	٤٩	OA	٦٧	۲
1 1 1	, , ,	, , ,	' - '	٤	,	``		•	,
~ ^ .	ا سر ا	س ہ س	س ۱				- -		
791	717	454	441	٤	٤٨	00	70	٧٥	۲
				0					۲
٣.٧	777	411	٣٨٩	٤	0 2	77	٧٣	٨٣	۲
				٦					٣
477	720	$\Upsilon \lor \lambda$	٤٠٧	٤	71	79	٨١	91	۲
				٧					٤
449	777	897	٤٢٦	٤	٦٨	٧٦	٨٩	١	۲
, , ,	' ' '	, , ,		٨	,,,	' '	, , ,	' ' '	٥
700	٣ ٧9	612	445	٤	\ \/ a	۸ ۵	4 A		۲
100	1 7 7	٤١٥	227		٧٥	٨٤	91	11.	
				٩					٦
474	897	٤٣٤	٤٦٦	٥	۸۳	97	1.4	119	۲
				•					٧