دكتور مصطفى حسين باهى دكتور محمود عبد الفتاح عنان

النظرية - التطبيق



معاملات الارتباط و المقاييس اللامعلمية النظرية - التطبيق

دكتور/محمود عبد الفتاح عنان أستاذ علم نفس الرياضية جامعة حلوان دكتور/ مصطفى حسين باهى أستاذ علم نفس الرياضية جامعة المنيا

الطبعة الأولى



مكتبة الأنجلو المصرية ١٦٥ شارع محمد فريد - القاهرة

اسم الكتساب: معامنات الارتباط والمقاييس اللامعلميه

المستواسية : دمصطفى حسين باهي، دمحمود عبد الفتاح

الناشير: مكتبة الأنجلو المرية

الطباعاة : مطبعة أبناء وهبه حسان

رقيم الإيسداع: ١٥١٩٢ لسنة ٢٠٠١

الترقيم الدولى: 1 -1861 - 05 -977 : I.S.B.N

إهداء

إلى كل من علمنا الإحصاء وتطبيقاتها

إلى كل زملاء المهنة من مختلف مستوياتهم

إلى الباحثين والدارسين

		!
		į į
		· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·
		I

مقدمة

ورد ذكر علم الإحصاء في القرآن الكريم بالغرض الذي يستخدم فيه الآن وهو الحصر والعد ، مثل قوله تعالى : « وأحاط بما لديهم وأحصى كل شيء عدداً » ، وقوله تعالى « وإن تعدوا نعمت الله لاتحصوها » .

ويعتبرعلم الإحصاء من العلوم التي تحددها نظريات ثابتة ومعروفة ، إلا أنه في حقيقة الأمر أحد العلوم التطبيقية ، حيث يمكن استخدام الأدوات والطرق الإحصائية في تحليل الظواهر الطبيعية والاجتماعية والاقتصادية والوقوف على حقيقة تغيرها ، مع دراسة المؤثرات والعوامل التي تحدد شكل وسلوك هذه الظواهر في المستقبل إلى جانب إمكانية حصر الموارد المتاحة الطبيعية والبشرية ، ثم توجيهها التوجيه الأمثل نحو خطة متكاملة للتنمية الاقتصادية .

ويهدف هذا الكتاب إنتهاج الأساليب التعليمية في كيفية استخدام الطرق الإحصائية ، وخاصة من الناحية التطبيقية وبطريقة ميسرة ، وبالإضافة إلى ذلك هناك هدف تعليمي هو معرفة المفهوم الإحصائي ،الذي يكمُن وراء هذه الطرق الإحصائية واختبار البرامج الملائمة ، ثم تفسير نتائج التحليل الإحصائي .

ومن وجهة النظر التعليمية فإن أحسن طريقة لتعلم الطرق الإحصائية هو إجراء الحسابات يدوياً حيث تكتسب خبرة كبيرة في تطبيق الصيغ الإحصائية على البيانات ، ومعرفة الطريقة التي يتم بها معالجة هذه البيانات وهو ما لم تكتسبه بمجرد إدخال البيانات على الحاسب وتشغيلها . ولكن بعد أن يتم استيعاب المفاهيم الإحصائي عملية . البيطة .

ويتضمن هذا الكتاب المفاهيم والأساليب الإحصائية الشائعة الاستخدام . وبعد دراسة كل أسلوب إحصائى نتطرق إلى دواعى استخدام ذلك الأسلوب ، ثم

الصيغة أو الصيغ الإحصائية التى تستخدم فى حسابه ، مع شرح العمليات الحسابية المستخدمة بمثال مبسط مع تفسير ومناقشة نتائجه .

ونورد مجموعة من التدريبات حتى يمكنك تطبيق ما تعلمته على مجموعة من البيانات والأمثلة غير حقيقة ، وتحتوى على مجوعة صغيرة من البيانات أقل كثيراً مما سوف تواجهه في حياتك العملية وإجراء الدراسات والأبحاث العلمية ، وذلك بغرض التبسيط واختصار العمليات الحسابية المطلوبة (راجع كراسة التطبيقات الإحصائية «المؤلف»).

والإحصاء في اللغة هو العد الشامل ، ويوفر لنا علم الإحصاء وسائل لوصف وتلخيص البيانات التي نحصل عليها من خلال الأبحاث ، وفي وضع احتمال الحصول على بيانات عينة أو عينات من مجتمع حقيقي أو افتراضي ، وفي كشف العلاقة بين فئات المقاييس ، وفي إجراء عمليات التنبؤ .

ويمكن تقسيم علم الإحصاء بصفة عامة إلى نوعين:

الإحساء الوصفى: يمدنا بعدة طرق لتقليل الكميات الكبيرة من البيانات إلى كميات يسهل التعامل معها ووصفها بدقة باستخدام مقاييس النزعة المركزية والتشتت والعلاقات.

وعموماً فإن البحث في العلوم السلوكية لا يكفى فيه الوصف المجرد للبيانات المأخوذة من عينة أو عدة عينات ، فالعلماء حريصون دائماً على الوصول إلى تعميم النتائج التي يحصلون عليها من العينة على المجتمع الشامل .

وباختصار فإن الإحصاء الوصفى هو طرق إحصائية تستخدم في تلخيص وعرض بيانات العينات أو المجتمعات .

٢ - الإحصاء التحليلى: ويوفر لنا الوسائل التحليلية لتعميم النتائج. مثال ذلك إذا كان لدينا عينتان من الطلاب وتم التدريس لهما بطريقتين مختلفتين، وأسفرت نتائج كل مجموعة في الاختبار النهائي عن قيم مختلفة، فقد يرجع هذا

الاختلاف إلى تباين الوسائل التعليمية أو إلى عوامل الصدفة .

ومن خلال الإحصاء التحليلي أمكن لنا تحديد احتمال أن هذا اأختلاف يرجع إلى الصدفة أكثر منه إلى تأثير الوسائل التعليمية المستخدمة .

وباختصار نجد أن الإحصاء التحليلي هو طرق إحصائية تستخدم في تعميم النتائج بالنظر إلى صفات وخصائص المجتمعات ، إعتماداً في ذلك على بيانات المأخوذة من هذا المجتمع ،

وتتلخص أهداف الإحصاء التحليلي في:

- (أ) تقدير معالم مجهولة عن المجتمع من خلال مشاهدة المقاييس المأخوذة من العينات .
 - . (ب) اختبار فروض الأبحاث متضمنين في ذلك بيانات العينات .

وسوف نعرض الأهم الوسائل التحليلية المستخدمة في هذين الهدفين :

الإحصائية تتعامل المحصاء كأداة للبحث: في البداية نؤكد أن الطرق الإحصائية تتعامل مع الأرقام، أما كيف تم الحصول على هذه الأرقام، وماذا تعنى ؟، فإنها تقع على عاتق الباحث ؛ فالنتائج الإحصائية التي لها دلالة لا تنتج إلا من خلال دراسات بحثية تمت بعناية ، هنا في هذه الحالة نعتبر الإحصاء أداة قيمة في هذا البحث .

فالبحث يعرف عموماً بأنه استقصاء مدروس بغرض كشف العلاقات بين الظواهر ، ولابد من اختيار التصميم المناسب للبحث إذا أردنا الوصول إلى نتائج صالحة . ومشروعات الأبحاث في العلوم السلوكية تعتمد بدرجة كبيرة على الطرق الإحصائية في تجميع البيانات وتنظيمها وتحليلها .

وفى الواقع ومع افتراض أن الباحث قد استخدم طرقاً بحثية مناسبة يقوم الإحصاء بغرض تحليل البيانات ، التى توفر الأساس فى دعم أو رفض الفروض البحثية للباحث . ٢ – الفروض البحثية للباحث: : إن استخدام الطرق الإحصائية المناسبة يعتبر أمراً حيوياً إذا كانت نتائج البحث سوف يتم تفسيرها بوضوح ودون أي غموض.

وعلى الرغم من أن وظائف الإحصاء الأولية لايمكن أن تظهر دون أن يتم تجميع البيانات ، فإنه من خطأ الباحث أن يتجاهل مهارات ومواهب الإحصائى في تصميم وإدارة دراسات هذا البحث ،

ومن الأهمية بمكان قيام الباحث بوضع الخطط لتنظيم وتلخيص وتحليل البيانات في الوقت نفسه ، الذي يتم فيه تصميم مشروع البحث . وفي حالة عدم إمكان الباحث إنجاز هذه المهمة فإن ذلك يؤدي إلى استخدام طرق غير ملائمة أو غير مناسبة في تجميع البيانات ، وينتج عن ذلك كم بيانات لايمكن تحليله بصورة جيدة ، كما أن عدم استخدام التخطيط الإحصائي الجيد قد يصل بالباحث إلى نتائج غير صحيحة أو مضللة .

وبإيجاز فإن هذا الكتاب يقدم عدداً من الأساليب الإحصائية التي تستخدم بصفة عامة في الدراسات والبحوث ، والتي عن طريقها يمكن أن يحقق الباحث الهدف من البحث ، كما أنه يمكن أن يتحقق من صحة فروضه .

ونرجو من الله سبحانه وتعالى أن يوفقنا في بداية إنتاجنا العلمي إن شاء الله .

القاهرة في ١٥/٩/١٠ ٢٠٠١

مصطفی باهی محمود عنان

الفصل الأول متغيرات ومستويات القياس

استخدامات معاملات الارتباط

. . <u>:</u>: ٠٠r ،

متغيرات ومستويات القياس

أنواع المقاييس الإحصائية:

تعد البيانات الإحصائية المكونات الأساسية التي يستخدمها الباحثون في التحليل الإحصائي ، فالبيان الإحصائي هو قراءة لإحدى مفردات المشاهدات ، ويستخدم تعبير المشاهدة في أوسع نطاق له . فهو قد يمثل نتائج اختبار الطالب أو نتيجة أحد الأحداث أو استفتاء ما « بنعم أو لا» أو الإجابة عن أسئلة مقابلة شخصية أو نتائج تجربة عملية .

ويتم تحويل المشاهدة إلى قيمة عددية تكون ممثلة لها ؛ حتى يمكن الاستفادة منها في الوصف والتحليل الإحصائي ، وعادة تكون نتائج التجربة أو الدحث في صورة أعداد تمثل مفردات المشاهدات وتسمى بالبيانات الإحصائية .

فالإجابة الخاصة باستفتاء ما أو تحديد عدد الأهداف التى أحرزها فريق ما، أو أطوال الطلاب في سنة دراسية ما تعتبر كلها بيانات إحصائية ، والأعداد المكونة لفئات البيانات هي تمثيل كمي لما نشاهده أو نستنتجه من خلال المشاهدات ، وهذه الأعداد قد تنتج باستخدام مقاييس متعددة .

وتوفر لنا أساليب القياس طرق لتحويل المشاهدات أو الاستنتاجات إلى قيم عددية ، يمكن الاستفادة منها .

ومن الأمنثلة السابقة يجب أن نعلم أنه توجد مقاييس متعددة يمكن إستخدامها لأغراض مختلفة ، فعدد الأهداف التى أحرزها فريق الكرة ، وأطوال الطلاب ، ونتائج التجربة العلمية تم تحديدها بطرق قياس مختلفة .

وهناك مصطلحات معينة تصف السلوك أو خصائص الظواهر المزمع قياسها، وهذه الخصائص تأخذ قيماً مختلفة ، ولذلك تسمى متغيراً

مثال :

إذا أخذنا فئة درجات الذكاء أو درجات اختبار لقوة عضلات الذراعين فنستطيع أن نقول إن لدينا درجات عن متغير الذكاء أو درجات اختبار ما ، وإذا قمنا بتحديد نوع كل عضو في مجموعة من الأفراد تم اختيارها فيكون لدينا بيانات عن متغير النوع .

فعناصر اللياقة البدنية أو الحركية أو قدرة الكتابة على الآلة الكاتبة يطلق عليها جميعاً متغيرات وبعض المتغيرات تأخذ قيماً كمية مختلفة ، وبعضها يختلف في نوعيتها ، وعموماً فإن أي خاصية تختلف قيمتها بين أعضاء المجموعة محل القياس تسمى متغيراً.

التعريف ببعض المسطلحات :

البيانات :

هي فئة أو أكثر من الأعداد تمثل قراءة المشاهدات أو القياسات المختلفة ،

المتغير:

هو سلوك أو خاصية من المكن أن تأخذ قيماً مختلفة .

المتغير التابع:

هو النتيجة المتوقع ظهورها بعد معالجة ما ، ومعنى ذلك أنه يتبع أو يعتمد على المعالجة .

المتغير المستقل:

هو المعالجة التي يتوقع أن نحصل منها على نتيجة ما ويعنى ذلك أنه لا يعتمد على النتيجة ، والمتغير المستقل في البحث التجريبي هو السبب والمتغير التابع هو التأثير أو المتغير المستقل هو المتغير التأثير أو المتغير المستقل هو المعالجة والمتغير التابع هو النتيجة .

السؤال البحثي :

مو السؤال عن العلاقة بين متغيرين أو أكثر ،

الفرض البحثي:

يحدد الإجابة المتوقعة للسؤال البحثي .

وكل من السؤال البحثى والفرض البحثى يحتوى على الأقل على متغير مستقل ومتغير تابع .

التعريف الإجرائي:

يوضح معنى المفهوم أو الفكرة بتحديد الإجراءات التى يجب إستخدامها أو تطبيقها لقياس المفهوم ، وهذا النوع من التعريف يعتبر عنصراً أساسياً فى الأبحاث ؛ حيث إن البيانات يجب أن يتم تجميعها فى صورة أحداث ملموسة يمكن ملاحظتها .

والتعريف الإجرائي يشير إلى العمليات ، التي يمكن عن طريقها أن يقيس الباحث مفهوماً ما .

الفرض الإحصائي:

يحدد العلاقة بين المتغيرات في توزيعات المجتمع وله صيغتان :

(i) الفرض الصفرى:

وهو فرض إحصائى تحت الاختبار ، فعندما يريد الباحث اختبار أى فرض بحثى ، فإن الخطوة الأولى هى كتابة الفرض فى صيغة الفرض الصفرى التى يمكن اختبار صحتها ، ويفترض الفرض الصفرى دائماً أنه لايوجد فرق ذو دلالة إحصائية بين المجتمعات المتقاربة، ويكتب دائماً فى صيغة عكسية لما يتوقعه الباحث أو يتنبأ به .

(ب) الفرض البديل:

هو الفرض الذي يظل قائماً عند رفض الفرض الصفرى ، ويعتبر المقابل المنطقي للفرض الصفرى .

والفروض الإحصائية إما أن يكون لها اتجاه معين أو ليس لها اتجاه.

فالفرض ذو الإتجاه هو ذلك الذي يحدد إتجاه النتائج المتوقعة ، وهذا النوع

من العبارات المحددة يتخذ عندما يكون لدى الباحث أسباب واضحة لتوقع علاقة معينة أو اختلاف معين يحدث بين المجموعات ، أما الفرض الذى لايحدد اتجاها معيناً للعلاقة المتوقعة أو الاختلاف بين المجموعات فيقال عنه فرض متجه أو ليس له اتجاه معين .

وعند استخدام بعض اختبارات الفاعلية (ذات الدلالة الإحصائية) ، فيجب على الباحث أن يحدد ما إذا كان الاختبار سيكون اختباراً ذا (اتجاه) ، أو اختباراً ذا (إتجاهين) ،فعندما يكون اتجاه الاختلاف بين المجتمعين غير معروف ، فإن الباحث يستخدم الاختبار نو الإتجاهين ،وهو أكثر حساسية للفروق ذي الدلالة في أي من الاتجاهين (أكبر وأصغر).

أما استخدام الاختبار ذى الاتجاه الواحد ، فهو أكثر حساسية للفروق ذات الدلالة فى اتجاه واحد فقط (أكبر وأصغر) ، ويستخدمه الباحث فقط عندما يكون متأكداً من اتجاه الاختلاف بين المجتمعين ، أو إذا كان مهتماً فقط بالإختلاف في اتجاه معين .

مثال :

نفرض أن باحثاً يقارن درجات اختبار مجموعة من الطلبة تعرضوا لطريقة جديدة من التدريس بدرجات مجموعة أخرى من الطلبة تعلموا بالطريقة المعتادة ، هناك حالتان يمكن للباحث اتباعهما:

أولاً: : يمكن استخدام اختبار ذي الاتجاهين لمقارنة درجات المجموعتين، ويمكن للباحث الإجابة عن سؤالين:

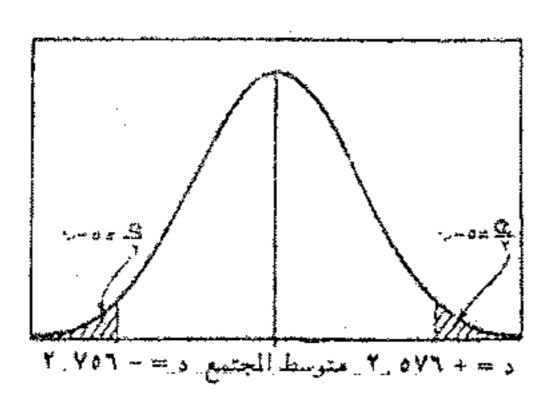
١ - هل الطلبة الذين تعلموا بالطريقة الجديدة كانت درجاتهم أعلى ؟

٢ - هل الطلبة الذين تعلموا بالطريقة المعتادة كانت درجاتهم أعلى ؟

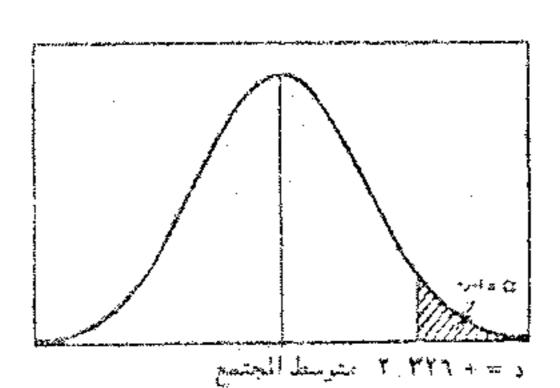
تانياً: : يمكن استخدام اختبار ذي اتجاه واحد ، والباحث يستطيع فقط الإجابة عن سؤال واحد:

هل الطلبة الذين تعلموا بالطريقة الجديدة درجاتهم أعلى ؟

ويراعى أنه لو وجد فرق ذو دلالة عند مستوى معين للثقة فى اختبار الإتجاه الواحد ، فإن الفرق نفسه سيكون ذا دلالة مضاعفة عند استعمال اختبار ذى الاتجاهين .



شُمكل (1 – 1) اختبار ذو اجْماهين



مستويات القياس :

أنواع القياس المستخدمة في تحويل المشاهدات إلى بيانات عددية ، وتنقسم عموماً إلى أربع مجموعات ، ويطلق عليها مستويات القياس .

ويعتبر كل من الأربعة مستويات الآتية ذات أهمية خاصة للإحصائيين:

أولاً: القياس الإسمى:

وهذا المستوى من القياس يتضمن تصنيف الأشياء والأشخاص والاستجابات إلى مجموعات . وعلى سبيل المثال يستخدم هذا المقياس في تصنيف الأفراد طبقاً للنوع ، الانتماء العنصرى .

وفي هذا النوع من القياس ، تعرض كل رؤوس المجموعات ، ثم يتم تحديد عدد المشاهدات التي تقع تحت كل منها .

والمجموعات ليس لها ترتيب منطقى ، وطريقة عرضها فى القائمة ، لا تتضمن أي إختلافات فى البناء الهرمى لها

مثال :

يمكن تصنيف الأفراد طبقاً لانتماءاتهم السياسية كما في جدول (١-١). جيول (١-١)

عــدد الأقــراد	الانتماء السياسي
. V	الحرب أ
٨	الحزب ب
٣	الحزب ج
٠ .	الحرب د
۲	محايد

فى الجدول (١ - ١) ، يصبح الانتماء السياسى هو المتغير محل الدراسة ، وكل فرد فى المعاينة الافتراضية قد تم وضعه تحت واحدة من هذه المجموعات الخمس .

وعند تطبيق القياس الاسمى لابد أن نتبع القواعد الآتية :

\ - أن تكون قائمة المجموعات شاملة بحيث إنها تغطى كافة المشاهدات محل الدراسة ، فكل مشاهدة لابد أن توضع تحت أى مجموعة من مجموعات القائمة، ولذلك يجب أن تكون هذه المجموعات كافية ، مثال ذلك إذا لم يكن لدينا المجموعة المسماة «المحايدة » فلن نستطيع أن نحصر ضمن الإجابات مفردتين أثناء المعاينة .

۲ – المجموعات يجب أن تكون مثنافية تبادلياً ؛ أى أن أوصاف المجموعات لابد أن تحدد بحيث تقع كل مشاهدة تحت مجموعة واحدة فقط ، أى إنه لايجب أن تحتوى المجموعات على أوصاف مشتركة .

٣ – لايجب أن يكون هناك ترتيب ضمنى بين المجموعات، فالرؤوس هى التى تحدد فقط المجموعات المختلفة فى هذا المتغير وترتيب عرضهم اختيارياً ، ولا يحدد أي إختلافات كمية بينهم .

ولسهولة الاقتناع بالنتائج، فإنه يتم إعطاء قيم عددية لهذه المجموعات خاصة إذا كانت البيانات سوف يتم معالجتها بواسطة الحاسب، ففى المثال السابق يمكن إعطاء الحزب (أ) القيمة (١) والحزب (ب) القيمة (٢) والحزب (ج) القيمة (٣) وهكذا..

ولابد أن نعلم أن هذه القيم أعطيت لغرض التعرف فقط ،دون أن يعنى هذا أن مجموعة ما أفضل من الأخرى .

وهذا الأسلوب في تجميع البيانات في مجموعات كثيراً ما يطلق عليهااستخدام المقياس التدريجي ، ولكن في الحقيقة هذه تسمية خاطئة لأنه لا يوجد

تدريج متضمن في خاتمة المجموعات.

وإليك أمثلة أخرى يمكن الاستعانة بها عنداستخدام المقياس الاسمى .

جنول (٢ - ١) توزيعات تكرارية عن البيانات الاسمية

5		Ļ		j.	
العدد	نوع السيارة	العدر	النوع	العدر	الديانة
٣	مرسيدس	۸۹	ذکر	٦.	مسلم
٥	بيچو	٤١	أنثى	د٤	مسيحى
-34	فيات	:		٣.	يهودى
				0	أخري

وخلاصة القول: أن القياس الاسمى يقوم بتصنيف الأشياء والأشخاص أو المشاهدات إلى مجموعات بحيث لايوجد بينهم أى ترتيب. كما أن البيانات هى أعداد تمثل تكرارات الحدوث داخل المجموعات غير المرتبة.

ثانياً: القياس الرتبي:

ويستخدم هذا المقياس عندما لا نستطيع أن نكتشف درجات الاختلاف بين المشاهدات ، ويفترض هذا المقياس وجود ترتيب بين البيانات ، وترتب البيانات في صورة رتب ، ويتم تحديد أعداد ممثلة لتلك الرتب .

مثال ذلك :

إذا رتبنا مجموعة من الطلاب حسب أوزانهم فنعطى الرقم (١) للوزن الثقيل

والرقم (٢) للأقل ورناً وهكذا إلى نهاية الأوران . وهذا الترتيب يكون فئة مرتبة من القياسات على متغير الوزن .

ويوضح الجدول (٣ - ١) الشكل الذي يمكن أن تكون عليه هذه البيانات المترتبة ، ويجب أن نلاحظ أن هذه الأرقام لا تدل على الفروق بين الأوزان، ولا تدل على وزن كل تلميذ .

فالمقياس الرتبى يدل فقط على مكان كل مفردة بالنسبة للمفردات الأخرى ، وهناك أمثلة أخرى للقياس الرتبى ، مثل : ترتيب فرق كرة القدم ، وترتيب خطوات الإنتهاء من مهمة ما ، الترتيب الذي يضعه المعلم للطلاب حسب مساهمتهم العلمية في الفصل .

الرتبــة	الاســـم	
١ (الأثقل وزناً)	أحمد	
Υ .	على	
٣	فقاد	
٤	خالد	
٥ (الأخف وزناً)	سالم	

وخلاصة القول: أن القياس الرتبى هو عبارة عن ترتيب القياسات أو مجموع المشاهدات ، ووضع أرقام تحدد الرتب . والبيانات هنا هى أرقام تمثل ترتيب المفردات أو القياسات .

ثالثاً: القياس الفتري:

إذا إفترضنا أن الفروق بين وحدات القياس متساوية على طول التدريج ،

وخاصية تساوى الفقرات تسمح لنا بإجراء عمليات الجمع والطرح على البيانات من هذا النوع ، وكثيراً من القياسات لاتتحقق فيها هذه الخاصية تماماً . فاختبارات الذكاء يتم التعامل معها في بعض الأحيان على أنها تدريج فترى وتساوى وحدات الاختبارات لايمثل إضافات متساوية في الذكاء .

فعلى سبيل المثال: الفرق بين القيمة ١٢٠ و ١٤٠ تمثل زيادة أكبر في الذكاء من الفرق بين القيمة ١٠٠ و ١١٠ .

وهذاك خاصية مميزة لهذا التدريج ، وهي أن نقطة صفر لاتعنى بالضرورة الغياب الكلى للظاهرة محل القياس ومثال ذلك أن الدرجة صفر في اختبار الإحصاء لاتعنى أن هذا الطالب ليس لديه أي معيرفة بعلم الإحصاء وكذلك حصول الطالب على الدرجة صفر في اختبارات القبول لأحد ي الكليات لا يعنى أن هذا الطالب لايصلح لهذه الكلية على الإطلاق .

وعموماً فإن مصمم الاختبار له حرية اختيار الأرقام التي تمثل كل مستوى للأداء، فالرقم ٤٠٠ قد يمثل متوسط الاختبار تماماً كما لو استخدمنا الرقم ١٠٠

وهناك مثال شائع لاستخدام القياس الفترى ، ألا وهو التدريج الفهرنهيتى لقياس درجات الحرارة والتى لا تمثل فيها الدرجة صفر غياب الحرارة تماماً ، ولعل القول بأن الحرارة عند التدريج ١٠٠ ضعف التدريج ٥٠ يعتبر غير دقيق .

وخلاصة القول: أن القياس الفترى هو قياس الظواهر بوضع أرقام المشاهدات، والبيانات هي أعداد تمثل فترات بينها كميات متساوية

رابعاً : القياس النسبي :

وعلى النقيض من القياس الفترى ، نجد أن القياس النسبى هو نقطة الصفر المطلق والتي يبدأ عندها التدريج .

وفى الأحوال التى يمثل فيها الصفر الغياب الكلى للظاهرة، ويتساوى حج وحدات القياس بدءاً من نقطة الصفر ، تمثل بالفعل فروقاً متساوية ، فإننا في هذه الحالة نستخدم التدريج النسبي للقياس .

والتدريجات النسبية الشائعة هي التي تقيس الوزن ، والزمن ، والارتفاع ، ومن الممكن أن نقول في هذه التدريجات إن أحد الأشخاص يزن ضعف وزن شخص آخر ، أو أن الزمن الذي يسجله أحد المتسابقين في أحد السباقات أربعة أضعاف الزمن الذي يسجله زميله أو منافسه، فالنسب بين هذه القياسات من الممكن تفسيرها . فمثلاً تدريج كيلفن لقياس درجات الحرارة يمثل فيه الصفر الغياب الكلي لدرجة الحرارة ، الدرجة الدرارة ، الدرجة الحرارة .

وجدير بالذكر أن القليل من المتغيرات في الدراسات التعليمية والنفسية تستخدم التدريج النسبي في القياس ، وكذلك أيضاً كثير من القياسات مثل نتائج الاختبارات عادة تتم معاملتها على أنها قياسات فترية .

ويعتبر من الأهمية بمكان قيام الإحصائى بتحديد هل تم الحصول على البيانات بواسطة العد (القياس الاسمى) أو بواسطة الرتب (القياس الرتبى) أو بقياس الكميات (القياس النسبى أو الفترى) ، وذلك لاختلاف الأساليب الإحصائية المستخدمة باختلاف أنواع تدريجات القياس .

وسوف نعرض فى هذا الكتاب أساليب إحصائية ملائمة فى الحصول على البيانات باستخدام كل هذه التدريجات .

وسوف نطلق على القياسات بالتدريج النسبى أو الفترى بيانات الفترة ؛ لأنها سوف تكون لهما المعاملة نفسها في تطبيقات هذا الكتاب .

وخلاصة القول:

أن قياس الظواهر بوضع أعداد المشاهدات والبيانات هي أعداد ، حين تمثل

الأعداد بين الفترات كميات متساوية ، حيث تمثل نقطة الصفر الغياب الكلى للظواهر محل القياس .

أنواع المتغيرات:

نود الآن أن نتعرف خاصية أخرى من خصائص البيانات الإحصائية ، والتي تؤثر في طريقة التحليل الإحصائي لها .

ويوجد لدينا نوعين من المتغيرات ت

١ -- المتغير المتقطع : -

هو متغير يفترض أن هناك عدداً محدداً من القيم العددية بين أي نقطتين -

٢ - المتغير المتصل :

هو متغير يفترض نظرياً وجود عدداً لا نهائياً من القيم العددية بين أى نقطتين .

تلخيص البيانات:

تعتبر أولى المهام عندما نحصل على البيانات هى تلخيصها وتنظيمها فى صورة مناسبة للعرض والتحليل .

مثال ذلك :

إذا أخذنا التقديرات التي حصل عليها (٤٠ طالباً) في مادة الإحصاء وكانت كالتالي:

مقيول	جيد	مقبول	جيد جداً	ممتاز
مقبول	ممتاز	جيد	جيد	مقبول
چید	جيد جداً	مقبول	مقبول	جيد
جيد جداً	77. ~	مقبول	ممتاز	جيد جداً
جيد جداً	بيد	جيد جداً	جيد جداً	جيد
جيد	مقبول	ممتاز	- پید	مقبول
ممتاز	ممتاز	جيد	مقبول	مقبول
مقبول	جيد	جيد	جيد	جيد جداً

ومن الصعب تحديد نمط التقديرات من هذه الفئة من البيانات، ولابد من تنظيمها للحصول على صورة واضحة عن اتجاه التقديرات ويمكن تحديد القيم التكرارية لكل تقدير ووضعه في توزيع تكراري ، كما في الجدول (3-1)

جىول (٤ – ١)

التكرار (ك)	التقدير	
٦	ممتاز	
A	جيد جداً	
١٤	چید	
١٢	مقبول	

وقد إستخدمنا في هذا الجدول رمزين إحصائيين ، هما : (ك) وتعنى التكرار، و(ن) تعنى المجموع الكلى التقديرات،

ويجب أن نلاحظ أن المقياس المستخدم فى جمع البيانات هو المقياس الاسمى حيث لايوجد تدريج هرمى لترتيب تقديرات الطلاب ، وإنما يمكن ترتيب هذه التقديرات بأى ترتيب .

وخلاصة القول: نجد أن التوزيع التكراري هو جدول يوضح كيف تم توزيع المفردات والقياسات بداخل فئة من المجموعات أو القيم .

الرمور:

ن = العدد الكلى للمفردات أو الدرجات.

ك = تكرار المفردات أو الدرجات ،

س = القيمة

والمتغير بالجدول السابق هو متغير متقطع ؛ لأن الطالب يأخذ واحدة من البدائل المتاحة ، ولاتوجد إمكانية في اختبار يقع بين أثنين من البدائل -

ومن المكن بعد جمع البيانات أن نرتب هذه التقديرات حسب الأفضلية ، وبالتالي يتحول القياس الاسمى إلى قياس رتبى .

ولناخذ مجموعة أخرى من البيانات لعدد (١٥ ملاكماً) وقد تم اختبار قوة الساعد الأيمن في توجيه اللكمات إلى الخصم، وكانت نتائج الاختبار كالتالى، كما يوضحها الجدول (٥ - ١).

جنول (ه - ١) قوة الساعد الأيمن ن = ١٥

۲.	Y0	χ. Υ.
40	To . 1	Υ0
٣٥	**	٣٥
٧.	Y 1	۲۱
Y0	**	۲.

ولكى نرى الصورة كاملة حول نتائج هذا الاختبار، فالابد أن نضع توريع تكرارى لهذه الأوزان .

وسوف نعطى الرمز (س) لقوة الساعد وتكرار هذه القيمة داخل فئة البيانات، نجدها في عمود (ك) داخل التوزيع التكراري. كما في جدول (٦ - ١) ومن الأفضل أثناء إعداد التوزيع التكراري أن نضع أقل قيمة في أسفل جدول التوزيع

جنول (٦ - ١) التوزيع التكراري لقوة الساعد الأيمن ن = ١٥

ك	س
٣	٣٥
٤	Yo
Y	. **
Y	۲۱
٤	۲.
صفر	١٥
ن = ۱۰	المجموع

وفى علم الإحصاء ، يمثل الرمز (س) قيمة معلومة ، أما فى علم الحبر فإن (س) تعتبر قيمة غير معلومة .

وفى الجدول (٦ - ١) نجد أن كل مفردة لها قيمة معلومة ، والتى يطلق عليها (س) درجة،

وثمثل درجات الاختبارات النفسية قياسات تقع بين التدريج الرتبى والتدريج الفترى ، هذا إلى جانب أن متغيرالقلق يعتبر متغيراً متصلاً من الناحية التظرية !أى

إنه يأخذ أي قيمة على طول خط الأعداد المتصل ، فإذا كانت كل الدرجات المسجلة عند متغير القلق هي أرقام صحيحة (غير كسرية)،فهذا يعكس عدم قدرة الاختبار على اكتشاف الفروق الصغيرة في مستويات القلق عند الطلاب . والدرجات التي نحصل عليها لمتغير متصل ما هي إلا ناتج عملية تقريب والنهايات الحقيقية لكل درجة تقع بين ٥,٠ أكبر أو ٥,٠ أقل من القيمة الصحيحة، وذلك يمثل كل قيمة بفترة تقع بداخلها القيمة الحقيقية .

مثال ذلك : الدرجة الحقيقية التى يحصل عليها طالب فى اختبار الذكاء هى ٧٢ تقع فى الفترة بين ٥,٧١ ، ٧٢,٥ .

وأثناء تعاملنا مع المتغيرات المتصلة، نجد أن الحد الأدنى للفئة يمكن إستخدامه في حسابات أخرى

ونرمز للحد الأدنى للفئة بالرمز (ف) فمثلاً «ف» للقيمة ٧١ هي ٥٠،٧ وبالنسبة للقيمة ٧٠ هي ٥٠،٠٠ وبالنسبة للقيمة ٧٠ هي ٥،،٠٠

وعند إعداد التوزيع التكرارى للقياسات بفترة ،نضع كل قيمة من الأعلى إلى الأدنى في عمود القيم (س) ، سواء كانت هذه القيمة قد حصلت عليها أي مفردة أم لا.

ففى جدول (٦ - ١) القيمة (١٥) تم وضعها فى الجدول ، رغم أنه لا توجد أى مفردة حصلت على هذه القيمة .

وإذا لم يتم وضع البيانات في مجموعات فإن التوزيع التكراري يوضع التكراري يوضع التكرار (ك) لكل درجة على حدة ،

ولعله من المستحب تجميع البيانات على مدى واسع من الدرجات ووضعها فى مجموعات ، تسمى معدل الفئات خاصة إذا أردنا عرض البيانات فى صورة جدولية ، أو عرضها بيانياً . وسوف يطلق على المصطلح فصل الفئة لفظ الفئة مباشرة ، وذلك للسهولة ، ويوضح جدول (٧ – ١) توزيع الدرجات حيث يتم جمع كل قيمتين لتكوين كل فئة .

جدول (۷ - ۱) توزیع تکراری افغات الدرجات

التكرار (ك)	لفئة (ف)
\	Y \ — Y .
صفر	۱۹ – ۱۸
٨	17 – 17
	۱٥ – ١٤
	. 17 - 17
· Y	11-1.
1	۹ – ۸
ن = ه۲	المجموع

وعند تجميع الدرجات في فئات ، فإننا نفقد جزء أمن المعلومات، فمثلاً الجدول (٧ - ١) لدينا (٥) مفردات حصلوا على ١٢ أو ١٣ ، ولكن لا نستطيع أن نحدد هل المفردات الخمس قد حصلوا على ١٢ أو حصلوا على ١٣ أو أن هناك خليطاً من الدرجتين .

وكلما زاد طول الفئة داخل الجدول زادت كمية المعلومات المفقودة.

وإذا كانت البيانات داخل الجدول (٧ - ١) تمثل قياساً لمتغير متصل ، فإن كل فئة لديها قيمة حقيقية كحد أعلى وقيمة حقيقية كحد أدنى .

وخلاصة القول: نجد أن الأرقام الصحيحة هي الأرقام التي لا تحتوى على كسور، أما الأرقام الحقيقية فهي التي تحتوى على كسور، أما الأرقام الحقيقية فهي التي تحتوى على كسور (أرقام عشرية).

والحد الأدنى لكل فئة تكون ٥,٠ أقل من أصغر درجة ، والحد الأعلى لها تكون ٥,٠ أقل من أصغر درجة ، والحد الأعلى لها تكون ٥،٠ أكبر من أعلى درجة في الفئة ، فالفئة ، ١٠ - ١١ تتراوح من ٥,٠ ثكون

١١٠٠ والحد الأدنى للفئة في = ٥٠٠ وفي الجدول (٧ - ١) نجد أن القيمة الحقيقية للحد الأدنى والقيمة الحقيقية للحد الأعلى للتوزيع الكلى هي ٥٠٥ و ٥٠١٦ على التوالي .

وتستخدم مفاهيم الحد الأدنى والحد الأعلى نفسها للمتغيرات المتصلة ، عند عمل التوزيعات التى تستخدم القيم الحقيقية في بناء فئاتها .

فإذا كان لدينا فئة ١٠٢,٦٠ - ١٠٢,٦٠ فإن الحد الأدنى للفئة هو ١٠٢,٦٠ والحد الأعلى هو ١٠٢,٦٠٥ .

ويجب أن نلاحظ أن الحدين الأدنى والأعلى يستخدمان في حالة البيانات التي نحصل عليها من خلال المتغيرات المتصلة من الناحية النظرية.

فإذا كانت البيانات تمثل عدد الأيام التي تغيب فيها التلاميذ عن المدرسة، وهو متغير متقطع فلا نحتاج أن نضع حد أأدني أو حداً أعلى للبيانات التي حصلنا عليها.

وعلى الرغم من وجود طرق عديدة لعمل توريعات تكرارية إلا أن الطريقة المتبعة هي جعل الفترات مساوية في الحجم

والتوزيعات التكرارية التى تقوم بتلخيص أعداد كبيرة من البيانات ،عادة على أى حال تحتوى من ١٢ إلى ٢٠ فئة .

· ففي الجدول (٦ - ١) لدينا ن = ١٥ فقمنا بتكوين سبع فئات .

أما هذا الاختلاف في أطوال الفئات ، والذي يؤثر مباشرة على التكرارات، وذلك بقسمة التكرار على طول الفئة المقابلة له .

ففي المثال السابق إذا كان لدينا التوزيع التكراري لفئات الدرجات كالآتي :

جدول (۸ – ۱)

التكرارات المعدلة	أطول الفئات	التكرار(ك)	الفئة (ف)
خانة (٤) = (٢) ÷ (٣)	خانة (٣)	خانة (٢)	خانة (۱)
٠, ٢٥	٤	V	X1 - 1X
٤	Y 200	٨	17 – 17
۲,٥٠	٠.	۱۵	۱۵ – ۱۰
٠,٥	۲	\ .	۹ – ۸
		ن = ۲۵	المجموع

وكما سبق لنا القول ،فإن تجميع البيانات في فئات يساعدنا أساساً في عرض البيانات جدولياً أو بيانياً .

وقديماً عندما كانت الحسابات الإحصائية تجرى يدوياً أو بواسطة الآلات الحاسبة ، فإن تجميع البيانات كان بالدرجة الأولى بغرض تسهيل الحسابات .

ولكن مع قدوم الحاسب فإن جميع الحسابات الإحصائية تتم على البيانات الفعلية غير المبوبة .

وفى الواقع فإن برامج الإحصاء على الحاسب تستخدم جميعها بيانات غير مبوية .

استخدامات معاملات الارتباط

أولأ : التحليل السيكومتري للمقاييس

Reliability

١ – الثيات :

معناه أن الأختبار موثوق به ويعتمد عليه ، كما يعنى الاستقرار .

ومعامل الثبات يقاس بمعامل ارتباط بين درجات الأفراد في الاختبار في مرات الإجراء المختلفة .

الطرق الإحصائية لتعيين معامل الثبات :

(أ) طريقة إعادة التطبيق Test - Retest

فى هذه الطريقة يتم إعادة أداة البحث على نفس أفراد العينة مرتين أو أكثر تحت ظروف متشابهة قدر الإمكان . ثم استخدام معامل الارتباط بين نتائج التطبيق في المرات المختلفة .

ويشير معامل الارتباط إلى ثبات الأداة ،

(ب) طريقة التجزئة النصفية Split - Half

هذه الطريقة من أكثر طرق تعيين معامل الثبات شيوعاً . حيث يطبق الباحث الأختبار أو المقياس أو مرة واحدة ، أى يعطى الفرد درجة واحدة عن جميع الأسئلة الفردية ، ودرجة أخرى عن جميع الأسئلة الزوجية ، ثم يحسب معامل الارتباط بين مجموع درجات الأسئلة الفردية ومجموع درجات الأسئلة الزوجية . وفي هذه الطريقة يشير معامل الارتباط إلى ثبات نصف الاختبار فقط . لذا يجب تطبيق معادلة سبيرمان براون وهي ٢ عن لايجاد الثبات الكلى للاختبار أو المقياس أو

(ج) طريقة الاختبارات المتكافئة Parallel - Test

وفيها يستخدم الباحث صيغتين متكافئتين للاختبار الذي يطبق على

المجموعة نفسها من الأفراد ثم حساب معامل الارتباط بين مجموع درجتي الصيغتين أو الصورتين .

۲-الصيدق: Validity

يشير الصدق إلى «أن الاختبار يقيس ما وضع لقياسه ولا يقيس شيئاً أخر أو بالإضافة له » .

طريقة تعيين معامل الصدق:

(أ) صدق المفهوم أو التكوين Canst-rnct Validity

وهو تحليل لمعنى درجات الاختبار في ضوء المفاهيم السيكولوچية ، ويتم ذلك عن طريق :

- الارتباط :

أى الارتباط بين الاختبار وأختبار أخر يقيس سمة مختلفة عن السمة الأولى التي يراد معرفة صدقها .

الاتساق الداخلي Consistency الاتساق الداخلي Internal Consistency

يؤدى فحص الاتساق الداخلي للاختبار إلى الحصول على تقدير لصدقه التكويني ، وفي هذه الحالة يعين معامل الارتباط نتيجة كل فقرة في الاختبار على حدة ،مع نتيجة الاختبار بأكمله .

- دراسة ميكانيزمات الأداء على الاختبار Test - Taking Process وهى دراسة الإجابة عن الاختبار ثم يحسب معامل الارتباط بينها وبين خصائص الأداء في السمة المقيسة .

(د) التغير في الأداء Change in performance

وهو دراسة الفروق في الأداء الخاص بالعينة نفسها من الأفراد على مدى فترات زمنية مختلفة ، عن طريق إيجاد معامل الارتباط بين الدرجات في الفترات الزمنية المختلفة .

وفيه نوعان هما: الصدق التنبؤى Predective Validity وفيه نوعان هما الصدق التنبؤي Coucurrent Validity

ويتم ذلك عن طريق معامل الارتباط.

(جـ) الصدق العاملي تا Factorial Validity

هو قياس وظائف عامة مشتركة من خلال الاختبارات عن طريق التحليل العاملي ، وهو أسلوب إحصائي لعزل هذه الوظائف التي تشترك في قيامها عدة اختبارات . وتساعد دراسات التحليل العاملي على فهم طبيعة صفات الفرد ، وعلى تزويدنا بأساس مفيد لتصنيف الاختبارات التي توصلنا إليها . والتحليل العاملي يعتمد على الارتباط لإستخراج المصفوفة ، وكذلك التشبعات قبل التدوير وبعد التدوير.

ثانيا ؛ التحقق من صحة الفروض ؛

ان معامل الارتباط يستخدم في التحقق من صحة الفروض ، من خلال ، البحوث والدراسات . وفيما يلي بعض أمثلة للفروض التي يستخدم فيها معامل الارتباط :

١ – الفرض البحثي :

- ً هناك علاقة موجبة بين الإحصاء والرياضيات .
- هناك علاقة سلبية بين المستوى الاقتصادي ومستوى التعليم .

٢ – الفرض الإحصائي :

- يوجد ارتباط موجب بين الإحصاء والرياضيات.
- يوجد ارتباط سالب بين المستوى الاقتصادى ومستوى التعليم .

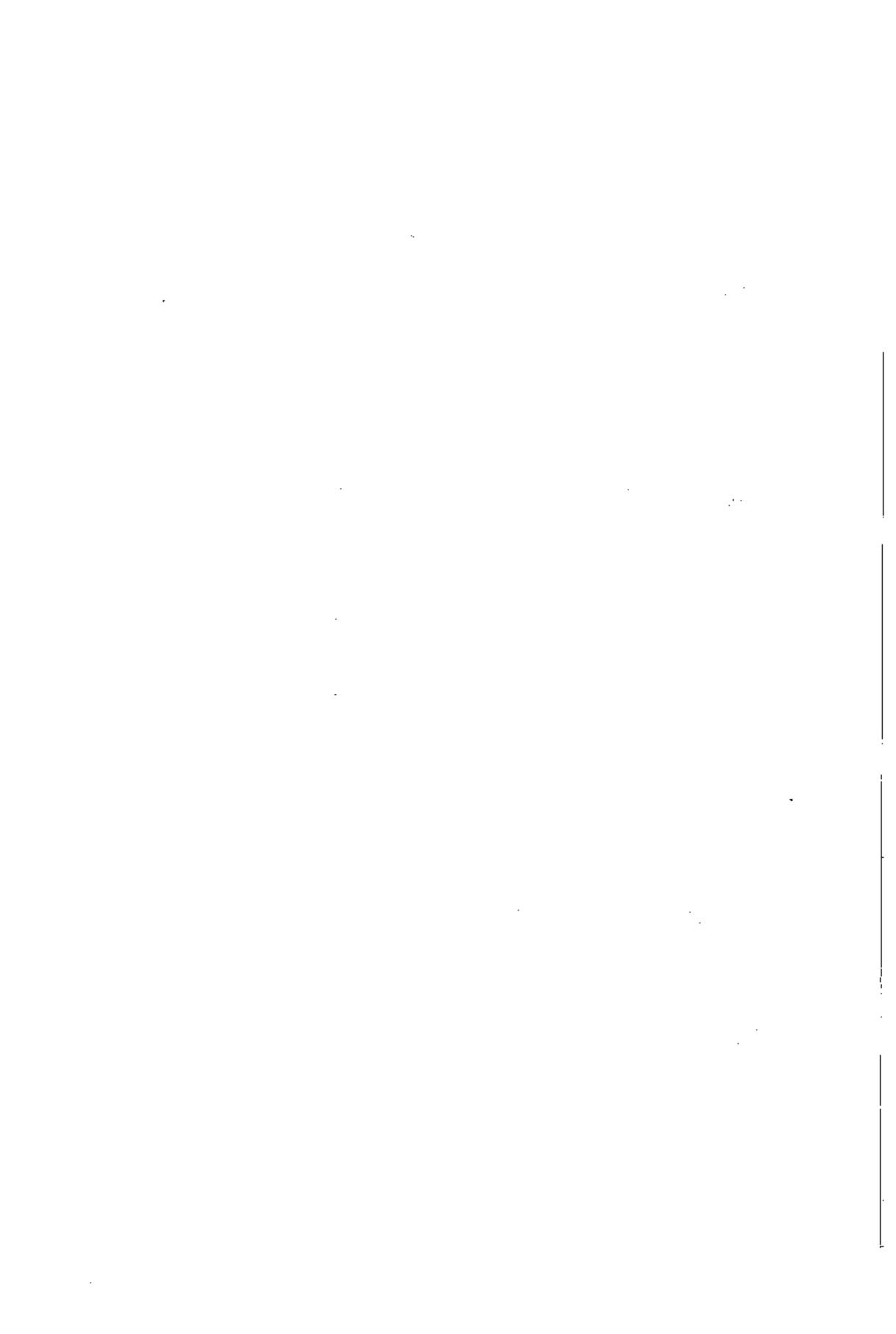
٣ -- القرض الصغرى :

- لايوجد ارتباط بين الإحصاء والرياضيات .

٤ – الفرض البديل :

توجد علاقة بين المسئولية والنجاح في مهارة الغطس .

الفصل الثنائي الارتباط بين متغيرين كميين معامل ارتباط بيرسون معامل ارتباط بيرسون معامل ارتباط إيرس



CORRELATION

الارتباط

عند تحليل العلاقة بين متغيرين أو أكثر، نسعى عادة إما لمعرفة طبيعة العلاقة بينهما . العلاقة بينهما أو درجتها ، ويمكننا تحليل الارتباط من حساب قوة العلاقة بينهما . ويرمز إلى هذا المعامل بالرمز (س) ، وهو قيمة رياضية تبين درجة هذه العلاقة .

ومن البداية يجب أن نعلم أن معنى وجود علاقة بين متغير وآخر لاتستازم أن يكون أحدهما سبباً أو مسبباً فى وجود الآخر ، وإذا كانت العلاقة بين متغيرين قوية؛ بمعنى أنه إذا تغير أحدهما إلى درجة ما فى اتجاه ما يتغير الآخر فى نفس الاتجاه نفسه وبالدرجة فإن هذه العلاقة تسمى ارتباطاً كاملاً طردياً . أما إذا كانت العلاقة بين المتغيرين تسير فى اتجاهين مختلفين ، وبالدرج نفسه أى بمعنى أنه كلما ازداد المتغير الأول يقل المتغير الثانى بالدرجة نفسها ، فإن هذه تسمى ارتباطاً كاملاً عكساً .

والعلاقة بين متغيرين يمكن تلخيصها فيما يلى:

- ۱ ارتباط طردى تام (موجب) نادر الحدوث .
- ٢ ارتباط عكسى تام (سالب) نادر الحدوث .
 - ٣ ارتباط طردى غير تام (موجب).
 - ٤ ارتباط عكسى غير تام (سالب).
 - ه ارتباط صفری (لاعلاقی).

ويذكر فؤاد البهى فى هذا المعنى: أن الارتباط فى معناه العامى الدقيق هو التغير الاقترانى ، أو بمعنى آخر هو النزعة إلى اقتران التغير فى ظاهرة بالتغير فى فى ظاهرة أخرى .

والارتباط يلخص البيانات العددية لأي ظاهرتين في معامل واحد ، ولذا تهدف

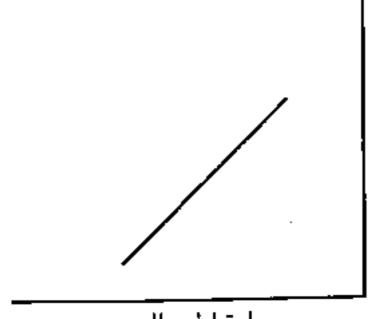
معاملات الارتباط قياس الاقتران القائم بين أي ظاهرتين قياساً علمياً إحصائياً دقيقاً .

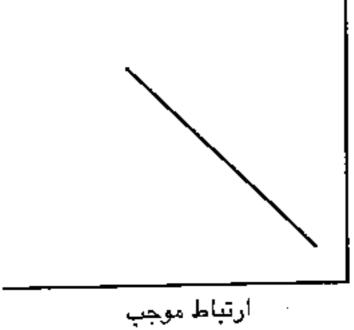
وتقاس العلاقات بين المتغيرين أو أكثر بمقياس حده الأعلى + ١ ، وحده الأدنى - ١ ، فإذا كانت العلاقة بين المتغيرين مطردة تامة ، فإن معامل الارتباط فيها يساوى +١ ، وإذا كانت العلاقة عكسية ، فإنها تتخذ معاملاً = - ١ . وبين هذين الحدين ، توجد علاقات ارتباطية معامل ارتباطها يساوى كسراً إما موجباً أو سالباً على حسب نوع العلاقة ، وهذ هي أكثر وجوداً في مختلف العلاقات بين متغيرين .

وعند استخدام معامل الارتباط في قياس العلاقة بين متغيرين صحيحاً إذا كان هذا الارتباط خطياً Linear ؛ أي إنه إذا كان هناك ارتباطاً غير خطى - Non كان هذا الارتباط خطياً على خطى - Linear ، فإن المعامل السابق لايصلح ، وتقاس هذه الارتباطات غير الخطية بمقاييس أخرى غير معامل الارتباط .

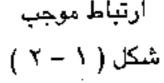
وفى هذا الصدد يذكر كل من يحيى هندام ، محمد الشبراوى أنه يستحسن دائماً قبل البدء فى إثبات وجود علاقة ارتباطية بين متغيرين ، أن يحاول الباحث عمل رسم بيانى يوضع من خلاله انتشار القيم لفائدته الكبيرة ؛ إذ إنه يدل للوهلة الأولى عما إذا كانت العلاقة خطية أو غير خطية ، فإذا كانت العلاقة خطية ، فإنه يمكن استنباط مدى الارتباط بين المتغيرين بطريقة تقريبية ، والأشكال التالية توضع ذلك .

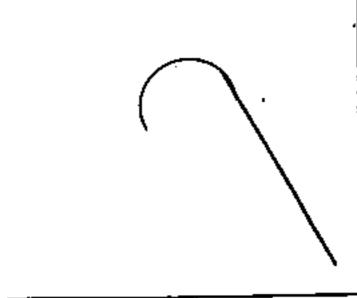
أشكال الانتشار

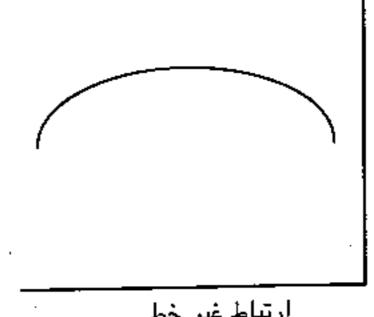




ارتباط سالب شکل (۲ – ۲)



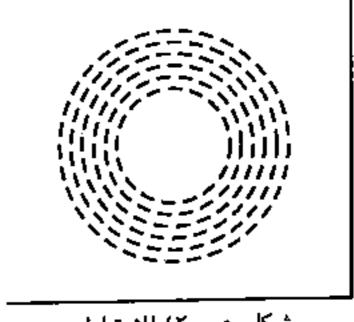




ارتباط سالب غیر کامل شکل (٤ - ۲)

ارتباط غیر خطی شکل (۲ – ۲)





شکل (٦ – ٢)

شكل ـه - ٢) الارتباط

أ - ارتباط موجب غير كامل ب - ارتباط غير كامل ويمكن إيجاد معامل الارتباط بعدة طرق ، منها :

١ - الدرجات المعيارية . ٢ - الانحراف المعياري .

٣ – التباين . ٢ – الدرجات الخام .

ه - التوزيعات التكرارية ،

(أ) – معامل ارتباط بيرسون

١ - إيجاد معامل الارتباط من الدرجات المعيارية :

مثال :اوجد معامل الارتباط بين المتغيرين س ، ص باستخدام الدرجات المعارية .

قیم س: ۹،۸،۸،۷،٦،۲،۱،۵،۶،۲،۲،۱،۹۰ قیم ص: ۸،۹،٤،۲،۲،۲،۲،۲،۲،۸،۹۰ قیم ص

الحل :

١ - باستخدام صورة القانون التالية : معامل ارتباط بيرسون ،

ن مجس ص - (محس) (محمس)

[ن محاس٢ - (محاس)] [ن محاص٢ - (محاص)]

ن = عدد الحالات .

محـ س = مجموع قيم س

محه ص = مجموع قيم ص

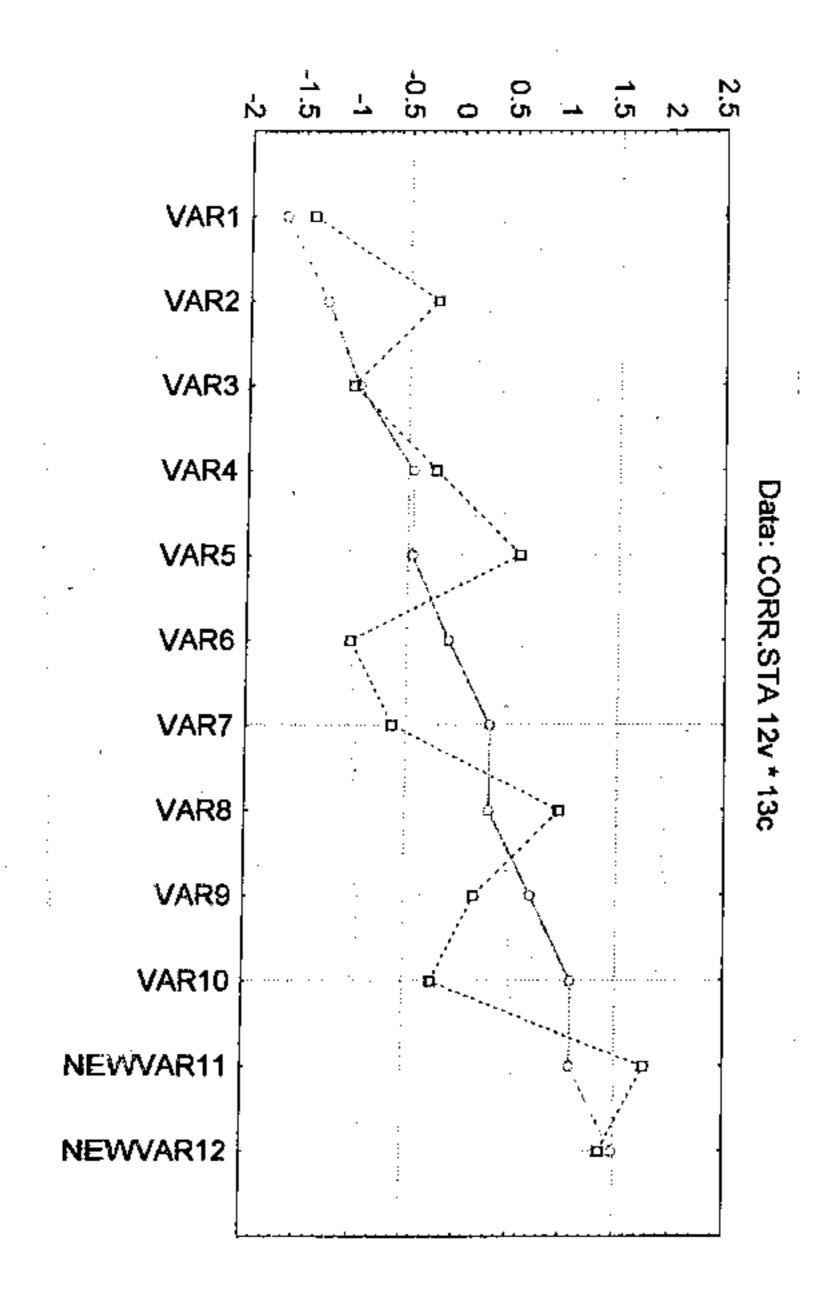
مد س٢ = مجموع مربع قيم س

محه ص٢ = مجموع مربع قيم ص

مد س ص = مجموع ضرب س × ص

درجات الحرية ن - ٢

٢ – رسم الخط البياني للانتشار ، وإذا كان الانتشار خطيًا ، نكمل بقية
 الخطوات طبقاً للمعادلة



٣ - تكوين جدول من الأعمدة طبقاً للمعادلة والمطلوب فيها وهي كما يلي :

جدول (۲ - ۲) قیم (س ، ص ، س۲ ، ص۲ ، س ص)

س × ص	حص۲	س۲	ص	<u>س</u> .	۴
Υ, Σ. Λ	۲,۰٤٩	۲,۸۲۸	1,877-	1,785,	١
۰,۳۰۰	, . 0 £	307,1	, ۲۳۳ –	1, YA7	۲
, 919	١,٠٦٥	, ٧٩٣	1,.44-	, ۹۸۰ –	٣
, ۱۱۵	, ٥٤	YEo	, ۲۳۳ –	, ६९० —	٤
۰ ۸۸۰ ,	, ۳۲.	, 420	, ۵٦٦	, ٤٩٥ –	ه ا
-,1.4	1,.70	,.1.	1,.44-	, • ٩٩ –	٦
, ۱۸۸ –	, ٤٠٠	, . ٨٨	– ۲۲۲ ,	, ۲۹۷	٧
, ۲۸۷	, 977	, ۸۸۰	, 970	, ۲۹۷	٨
،۱۱ه	,٠٢٨	. , ξλ-	,171	, 194	٩
, τοε —	٤۵٠,	١,١٨٤	, ۲۲ ۳ –	١,٠٨٨	١.
١,٩٢٠	٣,١١٤]	١,١٨٤	۱٫۷٦٥	١٠٠٨٨ ۾	11,5
۲,۰۲٦	٣٢٨, ١	۲,۲۰۲	. 1,770	۱,٤٨٤٠	17
مد س × ص	مد ص۲	محـ س۲	مح ص	مد س	
٧,٤٧	- ۱۱,۰۰	11,	,	, • • -	1

٤ - الأعمدة المكونة للجدول ، هي :
 س ، ص ، س٢ ، ص٢ ، س ص

ه ـ تطبيق صورة المعادلة

$$[^{Y}(,\cdot\cdot)-11\times17][^{Y}(,\cdot\cdot,-)-11\times17]$$

$$\frac{37.PA}{YY/} = AF$$

 $١٠ = \dot{\Upsilon} - \Upsilon = 1 - \Upsilon$ درجة الحرية

قيمة « ش » الجدولية عند مستوى
$$. . .$$
 الجدولية عند مستوى

**, oV7

**, V · A

ويعد هذا الارتباط ارتباطاً طردياً ، أي أنه كلما زاد المتغير (س) زاد المتغير (ص) .

جدول (۲ - ۲) قیم (س ، ص ، س۲ ، ص۲ ، س ص)

س ص	حص۲	س۲	ص	س	٦
7577.	۲۰٤,9٤٨	77,779	18,717 -	- ۱۲۸,۶۱	`\
79,971	0,871	170,891	۲,۳۳۱	- ۲۸,۲۱	۲
91,89.	1.7,07	٧٩,٢٧٠	10,771 -	۸,٩٠٣ –	٢
۱۱٫۵۲۷	0, 881	75,577	۲,۳۳۱ –	٤,٩٤٦ –	٤
YV,990 -	٣٢,٠٣٣	45,577	٥,٦٦.	६,९६२ –	9
١٠,٢١٠	1.7,07.	, 9∨9	- ۲۲۱, ۱۰	, ዓለዓ _	٦
۱۸,۷۷۲ –	٤٠,٠١٤٠	۸,۸۰۸	٦,٣٢٦ -	۲,٩٦٨	٧
۲۸,٦٥٤	97,711	۸,۸.۸	9,700	Y, ٩٦٨	٨
11,077	۲,۷۷۱	٤٧, ٩ ٥٤	1,770	7,940	٩
۲۵,۳٦۰ – .	0,271	114,817	۲,۲۳۱ –	۲۸۸,۰۱	١.
197,.10	711,707	114, 217	۱۷,٦٤٥	۱۰,۸۸۲	11
Y-Y,008	187,887	77.,197	۱۳٫٦٥٠	۱٤٫۸۳۹	17
مد س ص	مد. ص۲	محاس۲	مد ص	مد س	
٧٤٦,٩ <i>٨</i>	11,	11,	, –	, –	ŀ
					ŀ

بالتعويض في المعادلة نجد مايلي:

 $(, \cdots)(, \cdots) - \text{EVI}, 9A \times 17$

 $\sqrt{[\gamma(\cdot,\cdot)][\gamma(\cdot,\cdot)][\gamma(\cdot,\cdot)]}$

۷٦, ۸۹٦۳ – صفر

[۱۳۲۰۰ – صفر] [۱۳۲۰۰ – صفر]

17, 77.PA

14545...

 $, \forall \lambda = \frac{\lambda \forall \forall \gamma, \forall \gamma}{\lambda}$

177 ..

درجة الحرية = ١٢ - ٢ = ١٠

* اتجاه واحد

قيمة « ح » الجدولية عند مستوى ٥٠, = ٢٧٩, *

قيمة « \mathcal{N} » الجدولية عند مستوى \mathcal{N} = \mathcal{N} , *

**, oV7

** * 4

مثال أخر:

جدول (۲ - ۲) قیم (س ، ص ، س۲ ، ص۲ ، س ص)

س ص	ص۲	س۲	ص	س	Ą
۱۱۸٤.٠٨٤	1474,784	11.1,.77	3A, °7	77,137	١
1773	7777,777	1574,780	£∀,77 ٩	۳۷,1٤٠	۲
175.,779	1078,877	1711,451	44,7V9	٤١,٠٩٧	٣
Y12V,710	YYVY, TA-	۲۰۲۹,۸۳۳	٤∨, ٦٦٩	٤٥,٠٥٤	٤
40. 4,7 4	٣٠٩٨,٠١٤	۲.۲۹,۸۳۳	٥٥,٦٦٠	٤٥.٠٥٤	٥
1988,400	1078,887	78.7,.07	49,749	٤٩,٠١١	٦
2212,222	19.7,227	۲۸-۵,۵۸۸	£٣,7V£	۵۲,۹٦۸	٧
T109, V9Y	700A, V17	۲۸۰۵,۵۸۸	09,700	۸۲,۹٦۸	٨
4481,4	4779, 4 77 7	245. 25.	۵۱٫٦٦٥	٥٦,٩٢٥	٩
79.7,71.	2277, 274	44.7,7.9	٤∨,٦٦ ٩	۲۸,۰۶	۸.
£\\X,٣V\	٤٥٧٥,٨٨٥	۳۷.٦,٦.٩	٦٧,٦٤٥	7,,88	11
£17V,.1.	2.01,779	٤٢٠٤,٠٥٩	٦٣,٦٥٠	78,879	۱۲
محـ س ص	مد ص۲	مد س۲	مد ص	محس	
۳۰۷٤٦.٩٨	711	٣١١	٦	٦	

بالتعويض في المعادلة نجد مايلي :

 $[71\times...117-...7][71\times...117]$

 Υ 7.... – Υ 7 Λ 97 Υ , V7

 $[77 \cdots 7777] [77 \cdots 7777]$

14,77,VZ

[177..][177..

17, 77*P*A

17278....

ΓV, 7Γ.Ρ.Λ ———— ΑΓ.

144.

درجة الحرية = ١٢ - ٢ = ١٠

قيمة « س » الجدولية عند مستوى ٥٠٠ = ٤٧٩ . *

قيمة « ح » الجدولية عند مستوى ١٠١ = ١٥٨ . *

**, oV7

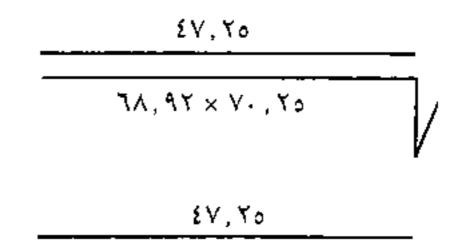
**,V·A

٢ - إيجاد معامل الارتباط من الإنحراف المعيارى :

جدول (٤ - ٢)

	ح س ح ص	ح۲ص	ح ص	ح ^۲ س	ح س	ص	س	٦
	10,710	17,317	٣,٥٨٠	۱۸,۰٦٢	٤,٢٥٠	\	١	\
	۱,۸۸٥	, ۳۳٦	۰۸۰,	1.,078	7,70-	٤	۲	۲
1	ه ۸۰ ه	7,707	۲,٥٨٠	٥,٠٦٣	۲, ۲۰-	۲	٣	٣
İ	۷۲٥,	,٣٣٦	۰۸۰,	1,075	1.70.	٤	٤	٤
ľ	- ۲۷۷, ۱	7,.17	١,٤٢٠	۱٫۵٦۳	1,700	٦	٤	٥
ı	,٦٤٥	7,707	۲,۵۸۰	. , . 75	, ۲0.	. 4	٥	٦
ľ	- ۱۸۵,	4,897	۱٫۵۸۰	770,	۷۵۰,	٣	٦	٧
l	٥١٨,١	۵,۸٥٦	۲,٤٢.	٦٢٥,	۷٥٠,	٧	٦	٨
l	٥٣٧,	, ۱۷٦	, ٤٢٠	٣,٠٦٣	1,70.	۰	٧	٩
h	- ه۹۵.	, ۲۲٦	۸۰,	۷,٥٦٣	Y, Vo.	٤ ٠	٨	١.
l	17,100	19,027	٤,٤٢٠	٧,٥٦٣	Y, Vo.	٩	٨	11
	۱۲,۸۲٥	11,797	٣,٤٢٠	18,.78	۳,۷۵۰	λ,	٩	14
J	مدحسحم	مدح ح ص		مد ح۲س		مد ص =	مد س =	ن
	٤٧,٢٥	٦٨,٩٢	ł	٧٠,٢٥		00	٦٢,	14
						م = ۸۵, ٤	م = ۲۰ ، ۵	

وبالتعويض في المعادلة نجد مايلي:



77,1313

درجة الحرية = ١٢ - ٢ = ١٠

٤ - إيجاد معامل الارتباط من الدرجات الخام:

س ص	حس٢	۳٫۰۰۰	ص	س	1
1	١	\	\	١	,
٨	17	٤	٤	۲	۲
1	٤	٩	۲	٢	٣
17	17	17	٤	٤	٤
Y E	77	17 .	٦,	٤	٥
١.	٤	. 40	۲	۰	٦
14	٩	77	٣	٦	٧
٤٢	٤٩	٣٦	٧	٦ .	٨
٣٥	۲٥	٤٩	٥	٧	٩
77	17	3.5	٤	٨	۸.
٧٢	۸۱	٦٤	٩	٨	11
. ٧٢	٦٤	۸۱	٨	9	77.
س ص	مد ص۲	مد س۲	مدص	مد س	
441	441	٤٠١	٥٥	75	-
	· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·	,			

∴ ℃ ≕ن محس ص (محس) (مدحس)

/[زمد س۲ - (مد س)] [ن مد ص۲ - (مد ص)]

بالتعويض في المعادلة نجد ما يلى:

$$[Y(00) - YY1 \times Y] [Y(77) - (00)^{7}]$$

7273 - 6737

[7173 - 7707] [7077 - 6717]

۸۲۷ × ۸٤٢

747171

, ٦٧٩ = - 077 77, 177

درجة الحرية = ١٢ – ٢ = ١٠

وبالرجوع إلى قيمة « ث » المحسوبة نجد أنها أكبر من قيمة « ث » الجدولية عند مستوى ، ، ، ، ، بالنسبة للاتجاه الواحد و ، ، بالنسبة للاتجاهين ، ويعنى ذلك أن هناك علاقة بين المتغير س ، ص وهذه العلاقة موجبة .

ب – معامل ارتباط إيرس

وتستخدم الخطوات السابقة نفسها في إيجاد مجموع كل من القيم س، ص، س٢، ص٢، س ص ، ثم تطبيق المعادلة :

ملحوظة : جميع صور المعادلات ١ ، ٢ ، ٣ . تعطى النتائج نفسها .

ه - إيجاد معامل الإرتباط من البيانات المبوبة (التوزيعات التكرارية):

يمكن حساب معامل الإرتباط من الجداول التكرارية المزدوجة ، حيث تعتمد هذه الطريقة على تجميع اقتران درجات الاختبار الأول (س) ، بدرجات الاختبار الثانى (ص) حتى يمكن تجميع الدرجات المتقارنة ، وذلك اسبهولة العمليات المحسابية.

وبمفهوم آخر يمكن للقيم المتقابلة لمتغيرين تعريفها في جدول مزدوج بحيث تمثل كل علامة من العلامات ، التي توضع في هذا الجدول فرداً له قيمتان: قيمة بالنسبة للمتغير (س) وقيمة أخرى بالنسبة للمتغير (ص) . وبذلك يمكن تحديد تكرار كل خلية من خلايا الجدول المزدوج ،

وبعد إعداد الجدول المزدوج للتوزيع التكرارى يمكن تطبيق المعادلة لإيجاد معامل الارتباط حسابياً .

مثال :

أوجد معامل الارتباط بين س ، ص من خلال جدول التوزيع التكرارى ، المزدوج من خلال البيانات التالية :

جدول (۲-۲) جدول توزیع تکراری مزدوج لمتغیرین س ، ص

المجموع	٦٠ - ٥٠	- £ ·	- ٣.	- Y.	- ۱.	ف س
۲.	١.	٥	٣	۲	_	- ۲.
١٤	-	٧	٧.		· . –	-0.
٨		٥.	-	-	٣	- ∧•
11	٧	-	٤٠	. –	_	-11.
\	_	_	٥	- [٥٠	-18.
2 . 1V	-		۲	17	۲	-17.
١. ١	-	-	-	۲.	Α,	-۲.,
١.	۲	,λ	-	-	-	Y7YT.
١	19	۲۵	۲۱	1٧	٦٨	المجموع

الحل :

- $Y = \{y \in \mathbb{Z} \mid | Y = 1\}$ الهامشي لكل من فئات $Y = \{y \in \mathbb{Z} \mid | Y = 1\}$ موضع بالجدولين $Y = \{y \in Y = 1\}$ ، $Y = \{y \in Y = 1\}$
- ٢ إيجاد حاصل ضرب س ص ك نقوم بالعمليات الموضحة بالجدول
 ٢ ١٤).
 - ٣ -- تطبيق المعادلة .

جدول (٧ - ٢) التوزيع الهامشي لفئات (س)

حُ ک	حُ ك	ć	ح	س	ك	ف س
٧٢	۳٦ -	۲ –	۲۰ –	10	١٨	-1,
۱۷	۱۷ –	١ –	١. –	۲٥	ΔV	<u>-</u> 7.
صفر	صفر	صفر	صفر	٣٥	۲۱	-7.
۲٥	Yo+	١+,	۱. +	٥٤	۲٥	-£.
∨٦	۲۸ +	۲+	۲۰+	٥٥	١٩	٦٠ - ٥٠
19.	1.+ 07-		<u>.</u>		١	المجموع

جنول (۸ - ۲) التوزيع الهامشي لفئات (ص)

	T				_	
ح ک	حَ ك	ے ک	۲	. س	ك	ف ص
۱۸۰ ۸ مىفر ۱۰ ۲۸	۲۰ - ۲۸ - ۸ - معفر ۲۰ + ۲۰ +	- ۲ - ۱ - مفر + ۲ + ۲	۹ ۲ صفر ۲. + ۹. +	70 90 170 100 100	Y. 18 11 1. 1V 1.	-Y0. A11181VY.
۱٦٠	+ • 3 - 7 P + 47	٤ +	17. +	720	1	۲۳۰-۲۳۰ المجموع

جىول (٩ - ٢)

المجموع	۲ +	١ +	صفر	١ –	۲ –	ص
	١.	0	٠ ٣	۲	_	ا ۳_
79 —	٦. –	10-	صفر	٦	_ ·	
	-	٧	٧	<u>.</u>	-	۲ –
18 -		\٤ -	صفر		-	
	_	0	_	- .	٠٣	V —
\ +	_	o —		-	٦	
	٧		صفر	_	1	صقر
صقر	صفر		0		· –	
	_	-	٤	_	٥	١+
١. –			صفر	_	١٠-	
	-	_	۲	۱۳ +	۲	۲+
٣٤ –	_		صفر	Y7 -	۸-	
	-	. –	-	۲	Λ-	٣+
٥٤	_	_	-	٦-	٤٨ –	
	۲	٨		<u>-</u>		٤ +
٤٨+	17	٣٢	-			
17°Y-	££ —	۲	صفر	- 77	٦	المجموع

ولإيجاد قيمة الارتباط، يمكن تبسيط صورة المعادلة :

معامل الارتباط =

$$\begin{bmatrix} \frac{7}{(11\xi+)} & -077 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \frac{7}{(11+)} & -19. \end{bmatrix}$$

$$\frac{1\xi \pi, \xi - 1}{12}$$

$$\frac{1\xi \pi, \xi \times 1}{12}$$

$$\frac{1\xi \pi, \xi - 1}{12}$$

$$\frac{1\xi \pi, \xi - 1}{12}$$

ويعد هذا الإرتباط ارتباطاً عكسياً يكاد يكون كاملاً ؛ أى أنه كلما زاد المتغير (س) قل المتغير (ص) .

الفصلالثالث

الارتباط بين متغيرين ترتيبين

معامل ارتباط سبیرمان معامل ارتباط جاما معامل ارتباط کندال

. .

معامل ارتباط الرتب: Spearman-Correlation Coefficient

فى بعض الأبحاث والدراسات لايمكن تحديد قيم المتغير أثناء تغيره ، بل يكون من السهل أن يعبر عن مراحل تغيره برتب نسبية ، وبذلك يمكن تحديد القيم بترتبيها الأول ثم الثانى وهكذا إلى أخر متغير.

مثال :

إراد باحث في أحد الأبحاث إيجاد معامل الارتباط بين صفتين من صفات اللياقة البدنية أو النفسية ، وشمل هذا البحث تقدير سبعة أو تسعة أشخاص مثلاً بالنسبة لهاتين الصفتين من تشابه أو اختلاف تقدير مدى الارتباط بين هاتين الصفتين.

ويؤثر ترتيب القيم على قيمة معامل الارتباط ، وسوف نعرض بعض الأمثلة على ذلك ،

المثال الأول: أوجد معامل الارتباط للجدول (١-٣).

جدول (۱ - ۳)

ف۲	ف	ترتیب ص	ترتیب س	ص	س
٤٩	٧	١	٨	۲.	77
۲٥	٥	۲	٧	١٨	٣٥
٩	٣	٣	٦	۱۷	٤٧
١	١	٤	٥	١٤	٤٨
\	١	٥	٤	١٣	٥٠
٩	٣-	٦	٣	١.	٥٣
۲٥	٥ –	٧	4	٩	٦٥
٤٩	٧ –	٨	1	٥	٦.
۸۲۸				· .	

صورة المعادلة
$$= 1 - \frac{\gamma_{acab}\gamma}{\dot{c}(\dot{c}\gamma - 1)}$$
 = معامل الارتباط (الرتب)

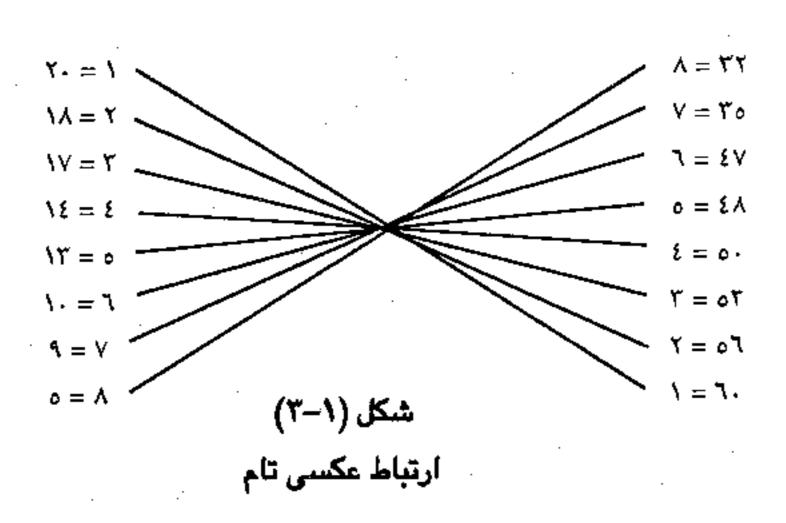
معامل الارتباط =
$$1 - \frac{1 - \frac{1}{1 - 1}}{1 - 1} = 1 - \frac{1}{1 - 1}$$

..
 $7 \times \lambda \Gamma I$
 $1 \times \lambda \Gamma I$
 $2 \times \lambda \Gamma I$
 $3 \times \lambda \Gamma I$

وهذا ارتباط عکسی تام .

ويمكن رسم هذه العلاقة بالشكل التالى:

س الترتيب ص



المثال الثانى : المثال الثانى : المجدول (۲–۲) المجدول (۲–۲) جدول (۲–۲) جدول (۲–۲)

ف۲	ف	ترتیب ص	ترتیب س	ص	س
صفر	صفر	1	1	٧.	۱۷۵
صفر	صفر	۲.	۲	74	1 177
صقر	مىقر	٣	٣	٦٨	۱٦٧
مىقر	مىقر	٤	٤	٦٥	178
مىفر	صفر	٥	٥	٦.	17.
177	· •				

$$\therefore \text{ a slab l l' l'i j l d} = 1 - \frac{7 \times \text{col}_{\frac{1}{2}}}{(3 \times 37)} = 1 - \frac{\text{col}_{\frac{1}{2}}}{(3 \times 3$$

. \ +=

وهذا ارتباط طردى تام .

ويمكن رسم هذه العلاقة بالشكل التالى:

ارتباط طردي تام

المثال الثاني :

اوجد معامل الارتباط للجدول (٢-٣)

ف۲	ف	ترتیب ص	ص	ترتیب س	<u>س</u>
\	\ -	٤	۲.	۳	719
\	١	٣	71	٤	711
صفر	صفر	٧	١.	. ٧	۲۰٤
١	١	۲	78	١	440
\	١	١	۲٥	۲	377
١	١	٥	17	٦	۲۰۸
١	\ _	٦.	١٢	٥	۲٠٩
٦					

$$-1 = \frac{7 \times 7}{\sqrt{1 + 1}} = 1 - \frac{7 \times 7}{\sqrt{1 \times 1}} = 1 - \frac{7 \times 7}{\sqrt{1 \times 1}} = 1 - \frac{7 \times 7}{\sqrt{1 \times 1}}$$
 ... معامل الارتباط = 1 - $\frac{7 \times 7}{\sqrt{1 \times 1}} = 1 - \frac{7 \times 7}{\sqrt{1 \times 1}}$

وهذا ارتباط طردى غير تام. ويمكن رسم هذه العلاقة بالشكل التالى:

ص	الترتيب	الترتيب	w
۲.	£	- ٣	419
۲١	۲	– £	117
١.	v ————————————————————————————————————	- v	۲ . ٤
48	Υ	- V	270
40	\	- Y	377
17	· o ·	– 7	۲.۸
11	ή	ه –	۲.۹

شکل (۳ - ۳) ارتباط طردی غیر تام

المثال الثاني :

أوجد معامل الارتباط للجدول ($^2-^7$) جدول ($^2-^7$)

ف۲	ف	ترتیب ص	ص	ترتیب س	س
٤	۲	1	١٥.	٣	YV
٩	٣	۲	١٤	0	. 41
· \	Λ_{t+1}	٣	11	٤	77
٩	٣	٤.	٨	١	80
٩	٣	٥	٦	. ۲	٣.
77					

$$\frac{197}{17.} - 1 = \frac{197}{72 \times 0} - 1 = \frac{197}{(1-70)} - 1 = \frac{197}{(1-70)}$$
: معامل الارتباط = 1 - $\frac{197}{0}$

$$I - I, I = -I,$$

وهذا ارتباط عكسى تام ،

ويمكن رسم هذه العلاقة بالشكل التالى:

ص	الترتيب	الترتيب	س
10	. 1	 ٣	۲۷
18	Y	- '0	41
11	7 F	· į	41
٨	٠	- 1	٣٥
٦	٤	۲ .	٣.

شکل (٤–٣) ارتباط عکسی غیر تام

وفى بعض الأحيان قد يجد بالبحث حالات كثيرة يمكن أن تتكرر فيها الرتب في المتغير الواحد . وبذلك قد تشترك قيمتان أو أكثر في رتبة واحدة . وفي هذه الحالة يعطى لهم ترتيب متوسط بينهم .

مثال :

۱ – إذا أخذ ثلاثة طلاب تقدير ممتاز في إحدى المواد الدراسية ، فإن من الطبيعي أن يكون الأول والأول مكرر والأول مكرر ولكن الثلاثة طلاب احتلوا المركز الأول والمركز الثالث ، وفي هذه الحالة يتم جمع قيم المراكز الثلاثة ثم يقسم على ثلاثة والناتج يعطى لكل ترتيب هكذا .

$$Y = \frac{Y + Y + 1}{Y} = \frac{Y + Y + 1}{Y}$$

تأخذ الرتبة الأولى ٢ والرتبة الثانية ٢ والرتبة الثالثة ٢

۲ – إذا أخذ خمسة طلاب تقدير جيد جداً في إحدى المواد الدراسية فإن من الطبيعي أن يكون الرابع مكرر وهكذا ، ولكن الخمسة طلاب أحتلوا المراكز من الرابع حتى المركز الثامن ، وفي هذه الحالة يتم جمع قيم المراكز من ٤ حتى ٨، ويقسم على خمسة ويعطى كل ترتيب القيمة نفسها هكذا .

ثم القيمة التالية لذلك تأخذ الترتيب التاسع .

مثال ذلك : أوجد معامل ارتباط الرتب لتقديرات عشرة طلاب في مادتين مختلفتين من خلال البيانات التالية :

مادة الإحصاء: ممتاز - مقبول - جيد - ممتاز - ضعيف - جيد جداً -جيد - جيد - جيد

مادة الكيمياء: مقبول – مقبول – ممتاز – ممتاز – ممتاز – ضعيف – ضعيف – جيد جداً – جيد - جيد جداً.

الحسل:

١ – ترتيب قيم س (مادة الإحصاء) ، ترتيب قيم ص (مادة الكيمياء) ثم
 الفروق بين ترتيب س ، ترتيب ص ، ثم مربع الفروق .

٢ - جمع مربع الفروق ثم تطبيق المعادلة :
 ٣-٦) جنول (٥-٣)

ف٢	ف	ترتیب ص	ترتیب س	ص	س
*7	7	۷,٥	١,٥	مقبول	ممتاز
Y., Yo	١,٥	٥,٧	٩	مقبول	مقبول
-17	٤	٠ ٢	٦	ممتاز	جيد
, Yo	٠,٥	۲	١,٥	ممتاز	ممتاز
٦٤	λ`	۲	١.	ممتاز	ضعيف
£Y, Yo	٦,٥-	٩,٥	٣	ضعيف	جيد جداً
14,40	۳,٥-	٩,٥	٣	ضعيف	جيد
Y, Y0	١,٥	٤,٥	٦	جيد جداً	جيد
مسقر	صفر	٦	٦]	جيد	جيد
Y, Y0	۱,٥	٤,٥	٦	جيد جدأ	جيد
۱۷۷,٥					<u></u>

معامل الارتباط =
$$1 - \frac{1 \cdot 70}{1 \cdot 7 \cdot 1} - 1 = \frac{1 \cdot 70}{(1 - 71 \cdot 1) \cdot 1} - 1 = \frac{1 \cdot 70}{1 \cdot 1}$$

$$\cdot \cdot \cdot \cdot \vee 1 = 1 \cdot \cdot \cdot \vee 1 - 1 = 1$$

وهذا ارتباط عكسى ضعيف .

Gamma - Correlation Coefficient حمامل ارتباط جاما - ۲

يستخدم معامل جاما (١) عند تصنيف ازدواج القيم لمتغيرين كثيراً ، ويكون هذا التصنيف في فئات قليلة العدد ، ويتم ذلك عن طريق صورة المعادلة التالية :

حیث $\frac{N}{2}$ = معامل ارتباط جاما

مثال: أراد باحث التعرف على العلاقة بين اللياقة البدنية والتدخين. وذلك من خلال جدول التغريغ التالى:

جنول (٦-٦)

مدخن	غیر مدخن	لياقة بدنية
٤	٤٥	لياقة بدنية
٤٠	٧	لياقة منخفضة

الحــل :

استخراج حاصل ضرب لیاقة مرتفعة غیر مدخن مع لیاقة منخفضة مدخن .

کمایلی: ۵۵ × ۶۰ = ۱۸۰۰ وهی تمثل ت

٢ - استخراج حاصل ضرب لياقة مرتفعة مدخن مع لياقة منخفضة غير مدخن .

کما یلی: ٤ × ٧ = ٢٨ وهي تمثل ف

⁽١) معامل جاما قدمه جودمان وسيروسكال عام ١٩٥٤ .

وهو ارتباط طردى قوى ، ويعنى ذلك وجود علاقة قوية بين اللياقة البدنية وعدم التدخين .

ومعامل ارتباط جاما ينحصر ما بين - ١ ، + ١ ويتدرج كما يلى :

من صفر - ١, ارتباط ضعيف جداً.

أكبر من ١, - ٣, ارتباط ضعيف.

أكبر من ٣, - ٥, ارتباط متوسط.

أكبر من ٥, - ٧, ارتباط ضعيف جداً.

أكبر من ٧, - ١ صحيح سواء بالسالب أو الموجب (ارتباط قوى جداً) .

Kendall - Correlation Coefficient معامل إرتباط كندال — ٣

يستخدم معامل ارتباط كندال في الحالات التي تعتمد على التكرارات والفئات المختلفة ، والتي لايمكن استخدام معامل ارتباط بيرسون معها ، سواء الدرجات الخام أو الفئات .

ويتم ذلك عن طريق المعادلة التالية:

مثال: أراد باحث تعرف العلاقة بين النوع (ذكر / أنثى) ومستوى التعليم (عال / متوسط). وذلك من خلال جدول التفريغ التالى:

جدول (۲ - ۲)						
أنثى	ذكر أنثى					
۲٥	٣.	عال				
٤	7	متوسط				

الحل:

Y = 1 استخراج حاصل ضرب أنثى تعليم عال مع ذكر تعليم متوسط كما يلى: Y = 100 وهي تمثل « ف »

٣ - تطبيق المعادلة

كما يلى:

$$\frac{77 - 17}{0, (07)(37)} = \frac{-17}{100}$$

, · · · \ - =

وهو إرتباط سالب ضعيف جداً ، و يعنى ذلك أنه لا توجد علاقة بين النوع (ذكر /أنثى) ، ومستوى التعليم (عال / متوسط) .

الفصل الرابع

الإرتباط بين متغيرين اسميين معامل ارتباط كرامير معامل ارتباط لامدا معامل ارتباط لامدا معامل الارتباط الرباعي

· ·

معامل ارتباط کرامیر Crarmer - Correlation Coefficient

يستخدم معامل كرامير عندما لايمكن استخدام معامل ارتباط الكمى أو معامل إرتباط الكمى أو معامل إرتباط الرتب ، فإذا كان هناك متغير عن النوع ذكوراً أناث أو الجنسية مصرى ، يمنى - إنجليزى ... إلى غير ذلك .

لذا يمكن إيجاد الارتباط عن طريق هذا المعامل عن طريق المعادلة التالية :

ب = معامل إرتباط كرامير

ع = عدد الصفوف أو الأعمدة أيهما أقل.

مثال :

أوجد معامل الإرتباط بين الجنسين ولون البشرة من خلال البيانات التالية في الجدول .

جدول (۱ – ٤)

المجموع	هندي	إنجليزى	لبنانى	البيان
14.	١.	٥٠	٦.	أبيض
٩.	٥٠	1.	٣.	أسمر
۲۱.	٦.	٦.	٩.	المجموع

الحل:

١ – إيجاد قيمة جـ بالطريقة التالية :

۱۲.	٧.	- , · V	0 -	,70	٦.	, 77
٩.	٥٠	, £7	١.	۲٠,	۲.	. 11
. 71.	7.		٦.		٩.	

٢ - إيجاد قيمة جـ من حاصل جمع جـ ، جـ ، سب جـ ٢

وهي كالقالي :

٣ - إيجاد قيمة معامل الارتباط باستخدام المعادلة صورة ()

وهي كالتالي:

وهذا الارتباط ارتباط قوى أى أنه توجد علاقة بين الجنسية ولون البشرة .

ويمكن إيجاد معامل إرتباط كرامير بدلالة كا (مربع كا) .

=معامل $\frac{\mathcal{O}}{\mathbb{P}_{n}}$ إرتباط كرامير

کا ۲ = معامل مربع کا

ن = عدد التكرارات.

ع = عدد الصفوف أو الأعمدة أيهما أقل.

معامل ارتباط لامدا Lamda - Correlation Coefficient

يستخدم هذا المعامل لايجاد الارتباط بين بعض المتغيرات الاسمية ، ويعتمد على جداول تكرارية مزدوجة، وذلك عن طريق المعادلة التالية :

= معامل من ارتباط الامدا

كُ = تكرار الفئة المنوالية لكل فئة من فئات المتغير المقدر س
 كُ ص = تكرار الفئة المنوالية للتوزيع الهامشي للمتغير التابع ص
 مثال :

اراد باحث معرفة العلاقة بين مستوى اللياقة البدنية والعمر الزمنى لعينة
 من الأفراد من خلال البيانات التالية :

(٤	_	٣)
{	٤	_	٣

المجموع	77 - 19	77 - X1	10 - 17	العمر العمر اللياقة البدنية
٦٥	. 0	۲.	٤٠	ممتاز
148	٩	٩.	۲٥	خيد
175	18.	٨	١٥	ضعيف
707	108	118	٨٠	المجموع

الحل:

- ١ جمع الصفوف ٠
 - ٢ جمع الأعمدة ،
- ٣ تطبيق المعادلة .
- ٤ جمع فئة ممتاز مع العمر الزمنى ١٣ ١٥ وهو (٤٠)
 - + فئة جيد مع العمر الزمني ١٦ ١٨ وهو (٩٠)
 - + فئة ضعيف مع العمر الزمنى ١٩ ٢٢ وهو (١٤٠)
 - .. المجموع الكلي = ٢٧٠
- ٥ حساب تكرار الفئة المنوالية للتوزيع الهامشى للمتغير التابع ص
 وهي = ١٦٣

٦ - تطبيق المعادلة على النحو التالى :

$$0.6V = \frac{1.77 - 77}{1.37} = \frac{1.77 - 77}{1.37 - 707}$$
 ال من س

. يوجد ارتباط بين مستوى اللياقة البدنية والعمر الزمني وهذه العلاقة موجبة

معامل الارتباط الرباعي Tetrachorice Correlation

يستخدم معامل الارتباط الرباعي إذا كان المتغيران المراد معرفة ارتباطهما يعتمدان على التغير الاقترائي القائم بين المقاييس الثنائية ، كما يحدث حين نحاول معرفة ارتباط بند من بنود اختبار في دور التقنين ببند آخر ، واقتصرت الإجابات

على صبح وخطأ أو الدرجة (١ ، صفر) أو كما يحدث حين نحاول حساب معامل الارتباط بين سمات أو متغيرات لايمكن قياسها بطريقة مباشرة ، ولكن من الممكن نصنيف الأفراد في كل منها تصنيفاً زوجياً .

ويقوم حساب معامل الارتباط الرباعي على الفروض التالية:

ان الدرجات في مصفوفات هذا الارتباط تتوزع توزيعا اعتدالياً ، سواء كان ذلك فيما يتعلق بالتوزيع الهامشي للتكرار أو داخل خانات المصفوفات .

٢ - أن العلاقة بين المتغيرين علاقة خطية ، بحيث يمكن أن نتنبأ من أحدهما
 عن الأخر ، وأن الانحدار خطى .

ويعتمد حساب الارتباط الرباعي على الجدول الرباعي للنسب المختلفة للمقاييس الثنائية ، ويمكننا أن نميز احتمالات أربعة ، ويتضبح ذلك من المثال التالي: مثال : أراد باحث القيام بدراسة على (١٠٠) فرد لتعرف ما يلي :

١ - هل تشعر بقلق إذا تواجدت وسيط جماعة ؟

٢ - هل تكره حضور المباريات ؟

وكانت نتيجة الإجابة عن هذين السؤالين ، كما هو موضح في الجدول المقسم إلى أربع فئات : فئتان لإجابة كل سؤال :

جدول (٤ - ٤) إجابات الأسئلة على المقياس

النسبة	المجموع	¥	نعم	(1) (٢)
//T0	80	ه۱ (ب)	۲. (i)	نعم
//\a	٦٥	(7) L·	ر ڊ)	Y
	١	٤٥	00	المجموع
		%£0	%00	النسبة

حيث إن :

- (i) للذين أجابوا عن السؤالين (نعم).
- (ب) للذين أجابوا عن السؤال الأول (لا) والثاني (نعم).
- (ج) للذين أجابوا عن السؤال الأول (نعم) والثاني (لا).
 - (د) للذين أجابوا عن السؤالين (لا).
 - (ن) مجموع الحالات.
 - (ص ب) معامل الارتباط الرباعي .
- (ص) الارتفاع عند نقطة تقسيم المنحنى الاعتدالي بنسبة ٣٥٪ ، ٦٥٪ .
- (ص) الارتفاع عند نقطة تقسيم المنحنى بنسبة ٥٥٪، ٥٤٪. في المثال الحالي .

والارتباطالرباعى يقوم على أساس حساب أ × د - ب × ج ، فإذا كان هذا المقدار كبير القيمة ، دل على أن الارتباط قوى والعكس بالعكس .

الحل:

١ -- استخدام القانون التالي :

٢ - ترجمة الرموز في الخلايا كالتالي :

^(*) فؤاد اليهي السيد

٣ - تطبيق المعادلة كالتالى :

ب جتا س

ن ېه٠٠,

ويعنى ذلك عدم وجود ارتباط

. . •

الفصل الخامس

معامل الارتباط الجزئي معامل الارتباط الثنائي معامل الارتباط المتعدد معامل التوافق معامل التوافق معامل الاقتران (الارتباط بين الصفات) . • . . • . . .

الفصل الخامس

Partial Correlati

الارتباط الجزئي

يذكر فؤاد البهى معنى الارتباط الجزئى ت «تقوم فكرة الارتباط الجزئى على تصميم معنى الارتباط حتى يشتمل على حساب التغير الاقترانى لأكثر من ظاهرتين أو اختبارين».

وفى هذا النوع من الارتباط يتم حساب الارتباط بين أى اختبارين ، مع عزل الأختبار الثالث ، وتكرر هذه العملية بالنسبة لأى عدد من الأختبارات يطبق عليها هذا النوع من الاختبارات ،

ويهدف الارتباط الجزئى تثبيت أثر العوامل المختلفة وذلك بعزلها عزلا إحصائياً ليستطيع الباحث أن يتحكم في المتغيرات المختلفة التي يقوم ببحثها، وأن يضبطها ضبطا رياضيا دقيقاً .

مثال :

أوجد معامل الارتباط الجزئي بين المتغيرات أ، ب، جاباستخدام معاملات الإرتباط التالية :

- معامل الارتباط بين القلق (أ)
- مستوى الطموح (-)

معامل الارتباط بين القلق (أ) ،

معامل الارتباط بين مستوى الطموح (ب)

ومفهوم الذات (جـ) = ٢٤,

الحل:

١ - استخدام صورة القانون التالية :

۲ میں ابین اب = ۸۰, میبین اج = ۳۳,

. ص بين ب جـ = ٢٤,

٣ - تطبيق صورة المعادلة

, 27

Bi - Serial Correlation

معامل الإرتباط الثنائي

يذكر فؤاد البهى أن هذا النوع من الارتباط يهدف قياس التغير الاقترائى القائم بين المقاييس المتتابعة والمقاييس الثنائية . ومن أمثلة ذلك ارتباط درجات أى أختبار بإجابات سؤال ما من أسئلة هذا الاختبار .

ويذكر السيد خيرى استخدام هذا النوع من الترابط ، والتي يتعذر فيها تصنيف أحد المتغيرين إلى فئات عدية محددة المدى ، بينما يتيسر ذلك للباحث فيما يتعلق بالمتغير الأخر، والحالات التي يستخدم فيها الترابط الثنائي هي التي يصنف فيها أحد المتغيرين في مجموعتين .

ويخضع استخدام معامل الارتباط الثنائي لأنه ينبغي أن يكون مؤسساً علي فرضيين أساسيين :

ان یکون کل من المتغیرین متصلا ، ولکن أحدهما قد صنف لسبب ما إلى
 مجموعتین فقط ،

Population - أن كلا منهما موزع في المجموعة الأصلية Population توزيعاً الإعتدالياً.

مثال إيجاد معامل الارتباط الثنائي من البيانات التالية:

في أحد الابحاث أراد باحث أن يوجد العلاقة بين نمط الجسم للفرد ،

ودرجاته في اختبار السرعة ، وكانت البيانات كما في الجدول (١- ٥) :

ملحوظة أن نمط الجسم يمكن تمثيله بالشكل التالي:

المجموع	۸۰-۷۰	- J.	- 0+	٠ ٤ -	- T.	- Y.	- 1.	السرعة نعط الجسم
44	٣.	17	۲.	١٥	۸.	٧	٥	سمين
٨٩	7	٥	١.	١٤	١٦	71	۱۷	نحيف
١٨٨	٣٦	17	٣.	49	77	۲۸	44	المجموع

الحل:

استخراج متوسط المجموعتين مجموعة النمط السمين ومجموعة النمط
 النحيف ويتمثل في «م أ ، م ب » ،

٢ - استخراج الانحراف المعيارى للمجموعة الكلية أى «ع»، وذلك عن طريق
 الجدول (٢ - ٥) :

جدول (۲ - ٥)

ك حَ	ć	ك	ك حَ	έ	ك	ف
۰۱-	٣	۱۷	۰۱-	٣-	٥	- 1.
£ Y —	۲ –		۱٤	۲ –	٧	Y.
۱٦ –	١	17	١. –	١ –	١.	- T.
صفر	صفر	١٤	منفر	مىفر	١٥	- £.
١.	١	١.	۲٠	1	۲	- o ·
١.	۲ .	٥	Y	۲	۱۲	- 7.
۱۸	٣	7	٩.	7.	۲,	۸۰ – ۷۰
۳۸		۸۹	148 49 –		49	المجموع
٧١ –			40			

$$rq, qo = \frac{1 \cdot \times qo}{1 \wedge \lambda} - \epsilon o = \frac{1}{1}$$

$$\xi \Lambda$$
, $V \Lambda = \frac{1 \cdot \times V \Lambda - 1}{1 \wedge \Lambda} - \xi \circ = \frac{1}{1 \wedge \Lambda}$

حيث إن: ٤٥ وهي مركز الفئة ٥٩ محدك حُ ١٠ طول الفئة ١٨٨ للجموع - ٧١ مجدك حُ

(٥	_	٣)	J	جدو
١.	_			•	_	

ك ج٢	ك ح	ح۱۲ –۳	ك	فئات السرعة
KP #	77 –	۲-	44	\.
*1 Y	- Fo	۲ –	4.4	- T.
**	۲٦	١ –	۲٦	- r.
منقر	مىفر	صفر	Y4	- £.
Ť.	۲.	١ :	۲.	- a ·
3.4	37	۲	١٧	- ₹.
772	1.4	۳.	٣٦	۸۰ – ۷۰
V'Ao	18A - 177		144	المجموع
	78	:		

اوجد نسبة عدد أفراد المجموعتين إلى أفراد المجموعة الكلية (المجموعتين معاً) ولنرمز لهما بالرمزين أ ، ب

ففی المثال السابق أ
$$=\frac{99}{100}=70$$
 , ففی المثال السابق أ $=\frac{100}{100}=70$, $=\frac{100}{100}=70$, $=\frac{100}{100}=70$,

إيجاد ارتفاع المنحنى الاعتدالي عن نقطة انفصال المجموعتين ، وذلك من جدول المنحنى الاعتدالي ونبحث في المثال السابق عن الارتفاع عندما تكون

المساحة ٥٣, والمساحة الصغرى ٤٧, وهو يساوى ٤٠, ويرمز لهذا الارتفاع الذى نحصل عليه بالرمز «ص» .

وبالتعويض في القانون:

معامل الارتباط الثنائى =
$$\frac{a^{\dagger} - a^{\dagger}}{3} \times \frac{b^{\dagger} \times b^{\dagger}}{2}$$
 معامل الارتباط الثنائى = $\frac{b^{\dagger} \times b^{\dagger}}{1600^{\dagger}} \times \frac{b^{\dagger} {1600^{\dagger}} \times \frac{b^{$

Multiple Correlation

معامل الارتباط المتعدد

يذكر فؤاد إبو حطب وأمال صادق أن معامل الارتباط المتعدد يحدد العلاقة بين متغير واحد (وهو المتغير التابع أو المحك) Dependent Variable ، ومتغيرين أو أكثر المحلين المعلم الم

ويمكن استخدام هذه الصورة من المعادلة التالية لاستخراج معامل الارتباط المتعدد :

حيث $\Upsilon = 3 - 100 = 3$ معامل الارتباط المتعدد بين س وس وس معا

- 200 ميث - 200 = معامل الارتباط البسيط بين س

حيث ٣٠١٠ = معامل الارتباط البسيط بين سي وسي .

حيث ٣٠٢٠ = معامل الارتباط البسيط بين سي وسي .

مثال :ا

اوجد معامل الارتباط المتعدد بين المتغيرات التالية :

1.7.7.3.0

الحل:

١ - إيجاد معاملات الارتباط البسيط بين كل متغير وأخر ويتم ذلك كما يلى :

أ - معامل الارتباط بين ٢،١

ب - معامل الارتباط بين ٢،١

ج - معامل الارتباط بين ١، ٤

د - معامل الارتباط بين ١٠،٥

هـ - معامل الارتباط بين ٢،٢

و - معامل الارتباط بين ٢، ٤

ز - معامل الارتباط بين ٢،٥

ثم لتسهيل ذلك يمكن وضعها في مصفوفة ، كما في الجدول (١٤ - ٣).

جدول (٤ - ٥) مصفوفة الإرتباط بين المتغيرات

س ہ	س ٤	س ۳	س ۲	یس ۱	المتغيرات
, 2٣	,۳۲	, 00	,۳۷	_	س ۱
۰,۰۷	, ٤٣	,۳۳	· —	٠,٣٧	س ۲
۳٥,	, ۲٥	_	, ۳۳	, 00	س ۴
ه٦,		۲٥,	, ٤٣	, ۳۲	س ٤
<u> </u>	, ৻৹	ه٦,	, oV	, ٤٣	س ہ

٢ - تطبق المعادلة كما في الصورة المبينة وهي كالتالى:

وبالحصول على الجذر التربيعي للمقدار السابق ، يكون معامل الارتباط المتعدد مساوياً للقيمة = ٠٨٠. وهي قيمة دالة إحصائياً.

معامل التوافق

يستخدم معامل التوافق في حالة الجداول التي يزيد عدد خاناتها عن أربع خانات لدراسة صفات المتغيرين قيد الدراسة ، التي تنقسم إلى أكثر من نوعين .

هذا ويمكن فهم معامل التوافق من خلال الجدول التالى ، الذي يبين توزيع الدني طالب حسب درجات لياقاتهم البدنية المهارات الأساسية .

جدول (٦ - ٥)

المجموع	متوسط	ضبيف	المهارات الأساسية اللياقة البدنية
710	٦٥	۲٥٠	ضعيف
880	۲٥٠	٨٥	متوسط
80.	490	٥٥	جيد
١	.17	٣٩.	المجموع

الحل:

- ١ -- إيجاد مربع تكرار كل خانة بالجدول .
- ٢ نقسم الناتج على حاصل ضرب مجموع تكرارات العمود الذي به الخانة
 في مجموع تكرارات الصف الذي بهالخانة نفسها أيضاً
 - ٣ نجمع خوارج القسمة ونفرض أن مجموعها يساوى ج.
 - ٤ نستخرج معامل التوافق من المعادلة:

$$+\frac{\Upsilon(\circ\circ)}{\Upsilon^{q}} + \frac{\Upsilon(\Upsilon^{\circ})}{\Upsilon^{q}} + \frac{\Upsilon(\Lambda^{\circ})}{\Upsilon^{q}} + \frac{\Upsilon(\Upsilon^{\circ})}{\Upsilon^{q}} + \frac{\Upsilon(\Upsilon^{\circ})}{\Upsilon^{q}} = 2$$

$$+ 1 \cdot \Upsilon, \ \Upsilon^{\dagger} + 1 \cdot \Lambda, \ \sigma^{\dagger} + 7 \cdot \Lambda, \ \sigma^{\dagger} + 1 \cdot \Lambda, \ \sigma^{\dagger}$$

ه - يدل ذلك على أن هناك علاقة طردية قوية بين اللياقة البدنية والمهارات
 الأساسية .

معامل الاقتران للارتباط بين الصفات

هناك بعض الحالات التي يكون فيها استخدام معامل الارتباط متعدداً ، وذلك لأن المتغيرين قيد البحث ليس لهما قيمة عددية ، ولكنهما مجرد صفات وفي هذه الأحوال نتفادي استخدام معامل الارتباط سبيرمان أو بيرسون ، ولذا يمكن أن نلجأ إلى ما يسمى بمعامل الاقتران ، فإذا أمكن وضع بيانات المتغيرين بطريقة رباعية في جدول مزدوج ذات أربع خانات، فإن هذا يكون في مبررات استخدام معامل الاقتران .

أما إذا كانت صفات المتغيرين قيد الدراسة تنقسم إلى أكثر من نوعين ، ونحتاج إلى جدول تزيد خاناته عن أربع ، فإن المعامل الذي يستعمل في هذه الحالة يسمى بمعامل التوافق ،

مثال :

أوجد العلاقة بين اللياقة البدنية وعدم الإصابة بالقلب من خلال البيانات التالية :

لياقة بدنية	لياقة بدنية	الستوى
منخفضة	مرتفعة	نتيجه الفحص الطبي
, ۲۰۰ ب	۰۰۱۱) ا	غير مصاب
(۵) ۲۰۰	۰۰۱(ج)	مصاب

الحل:

٢ -حيث (أ، ب، ج، د) تمثل قيم الأربع خانات في الجدول المزدوج السابق،

• ٠. . .

الفصل السادس

الانحدار

التحليل المنطقى للانحدار

		•	
	•		
		-	
			!
•			

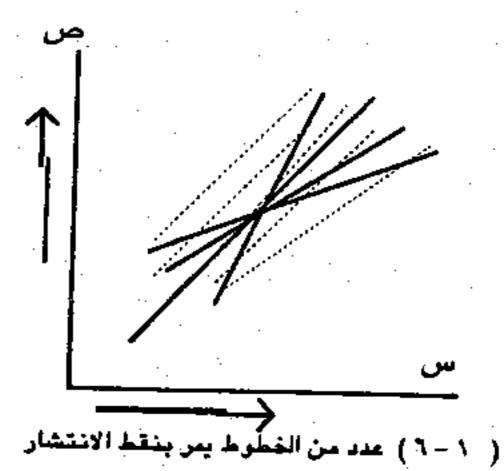
الفصل السادس

Regression

الانحدار

إن المستقيم الذي يربط بين المتوسطات الحسابية لقيم أحد المتغيرين المقابلة لقيم المتغيرالأخرى ، يطلق عليه خط الانحدار .

ويذكر يحيى هندام ، ومحمد الشبراوى على أننا قد نحتاج إلى تقدير قيم أحد المتغيرين أو التنبؤ بها إذا عرفت قيم المتغير الآخر ، وكانت بين هذين المتغيرين علاقة ظاهرة . وتوزيع النقط على الرسم البيانى هو الذى نسميه بشكل انتشار النقط Scatter Diagram ، وهذا الشكل بين لنا نوع الإرتباط ومدى قوته . والخط الذى تتناثر حوله النقط على الرسم هو ما نسميه بخط الانتشار ، وهذا الخط الذى نرسمه يمر بأكبر عدد من النقط ليصور العلاقة بين متغيرين قد يختلف من شخص إلى أخر ؛ فينتج عندنا عدد كبير من الخط وط كما هو مبين في شكل (١-١)



وتحليل الانحدار يعد أسلوباً للتنبؤ بقيم متغير أو أكثر من المتغيرات التابعة "dependent variables" باستخدام قيم مجموعة من المتغيرات المستقلة

"independent variables" كما أنه يمكن استخدامه لتقييم أثر المتغيرات المستقلة على المتغيرات التابعة .

وكلمة انحدار "regression" لاتعكس أهمية هذا الأسلوب الإحصائي أو مدى إتساع وإنتشار تطبيقاته . ولقد أخذ هذا الاسم من عنوان أو بحث قدمه ف . جالتون "F. Galton"

وحيث إن الانحدار يهدف الإفادة من الارتباط في التنبؤ ، لذا نجد أهمية في الإفادة من أختبارات معينة تهدف التنبؤ بمستويات الأفراد في نواحى النشاط الجديدة ، التي لم يمارسوها من قبل .

ويذكر فؤاد البهى فى هذا الصدد ، أننا ندرك معنى الانحدار وأهميته فى التنبؤ بدرجات الاختبار الثانى ص من درجات الاختبار الأول س ، ويسمى هذا النوع من التنبؤ بانحدار ص على س ، ويستطيع أيضا أن نتنبأ بدرجات الاختبار الأول س من درجات الأختبار الثانى ص ، ويسمى هذا النوع س على ص .

مثال : استنتج «ص من س » من خلال البيانات التالية :

س : ۲۲، ۲۰، ۹، ۲۲، ۲۲۰

ص: ۷، ۹، ۸، ۱۲، ۱۲، ۵

الحل :

١ - عمل الجدول التالي (١ -٦):

س ص	ص۲	ص	س۲	سن	٦
۲A	٤٩	Υ	17	.£	١
د٤	۸۱	٩	۲٥	٥	۲
VY	- ጚ٤	٨	۸۱	٩	٣
٧٨٠	١٩٦	١٤	٤٠٠	۲.	٤
3.77	188	۱۲	٤٨٤	**	٥
مد س ص	مح. ص	محـ ص = ٥٠	مذس۲	مخاس = ٦٠	ن = ه
7.49	0 T E	م ص = ١٠ ع ص = ٢,٦١	17	م س ≃ ۱۲ ع س = ۷٫۵٦	

حيث: س = قيمة (درجة)

مح س = مجموع قيم س

م س = متوسط قيم س

ع س = الإنحراف المعياري لقيم س

 7 = مربع القيمة (درجة)

ص = قيمة (درجة)

مح ص = مجموع قيم ص

مح س ص
$$=$$
 مجموع حاصل ضرب قیم س \times قیم ص

٢ - استخراج معامل الارتباط عن المعادلة التالية :

$$\frac{C}{c} = \sum_{i} \frac{A_{i} - A_{i}}{C} = \frac{A_{i} - A_{i}}{C}$$

$$\frac{A_{i} - A_{i}}{C} = \frac{A_{i} - A_{i}}{C}$$

$$\frac{A_{i} - A_{i}}{C} = \frac{A_{i} - A_{i}}{C}$$

$$\frac{-1}{2} = \sqrt{\frac{1}{2}} - \frac{1}{2} = \sqrt{\frac{1}{2}} = \sqrt{\frac{1}{2$$

٣ – إيجاد معادلة إنحدار ص على س طبقا للمعادلة :

$$m = m \times \frac{3m}{3m} \times (m - a m) + a m$$
 $m = m \times \frac{7}{3m} \times (m - N) + a m$
 $m = N, x =$

٤ - طريقة التنبق بقيمة ص بمعلومية قيمة س:

ه - يمكن إيجاد معادلة انحدار س على ص طبقاً للمعادلة :

$$w = \sqrt{x} \times \sqrt{g} = \sqrt{g}$$
 $= \sqrt{g}$ $= \sqrt{g}$

وهناك معادلة أخرى لإيجاد خط انحدار ص على س:

دص ، س » القيم الخام

دصُ ، سُ » المتوسطان الحسابيان لكل من قيم صوقيم ص .

«ب» معامل الانحدار Coefficient of Regression ويمكن إيجاد قيمة «ب» من المعادلة التالية

إيجاد معادلة خط إنحدار س على ص :

التحليل المنطقي للانحدار

مقدمة:

يمكن تعريف تحليل الانحدار عموماً على أنه تطيل العلاقات بين المتغيرات وهو يعد أحد الأساليب الإحصائية الأكثر استخداماً ؛ حيث يقدم طريقة بسيطة لإيجاد علاقة دالة بين المتغيرات ، ويتم التعبير عن هذه العلاقة في شكل معادلة مرتبطة بالاستجابة أو بالمتغير التابع «ص» ، ومرتبطة أيضاً بأكثر من متغير مستقل س، ، س، ، س، ، س، ، وتأخذ معادلة الانحدار الصيغة التالية :

ص = باصنو ، ب × س + ب × س + + ب × سن

وتسمى كل من بمراب به معاملات الانحدار ، ويتم تحديدها من البيانات ، وتسمى معادلة الانحدار التي تحتوى على متغير واحد مستقل بمعادلة الانحدار التي تحتوى على متغير مستقل تسمى معادلة الانحدار البسيط ، والمعادلة التي تحتوى على أكثر من متغير مستقل تسمى معادلة الإنحدار المتعدد.

يتم إستخدام الانحدار لاختبار تأثيرات عدد من المتغيرات المستقلة (عوامل التنبق) على متغير واحد مستقل (معيار) . ويختبر الانحدار عن طريق انحراف المتوسطات . ويجب أن يتم قياس جميع المتغيرات بالنظار المترى ، وقد تكون بيانات الأختبار إما بيانات خام أو مصفوفة ارتباط .

ويقيس تحليل الانحدار درجة تأثير المتغيرات المستقلة على متغير تابع ، وفى حالة متغير مستقل واحد ؛ لذا يمكن التنبؤ بالمتغير التابع من المتغير المستقل من خلال المعادلة البسيطة التالية :

ص = أ + ب سحيث (أ) = مقدار ثابت

وكان يمكن توسيع هذا إلى مفهوم المتغير المتعدد كما يلى:

ص = أ + ب، س، + ب، س، + ب، س، + + بن سن

ولابد من ملاحظة أنه سواء كان بالنسبة لمتغير واحد أو لمتغيرات متعددة ، تكون العلاقة المتنبأ بها دائماً خطية .

تفسير بيائي لتحليل الانحدار:

فالطريقة البسيطة لتقريب معادلة انحدار المتغير واحد هى رسم علاقة بين المتغيرات ، وتتطلب المهمة أن نرسم أولاً المتغير التابع مقابل المتغير المستقل ، ويطلق على هذا النوع من الرسم اسم الرسم البياني المبعثر (المنتشر) .

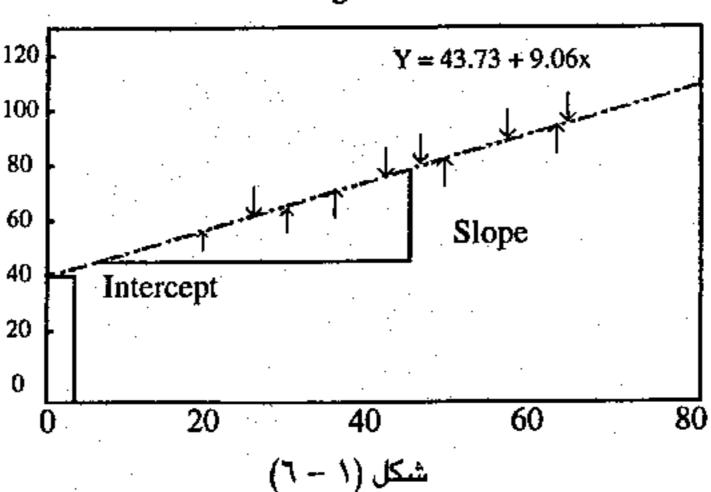
ثم لتحديد الخط المستقيم الذي يمثل الاتجاه خلال منتصف نقطة البيانات . وهو اتجاه به « أحسن مطابقة » . ويحدد استخدام الاتجاه في تحليل انحدار العلاقة بين المتغيرات المستقلة والتابعة . ويتم استخدام العلاقة التي تم تحديدها للتنبؤ بالقيم المختلفة للمتغير التابع ، حين نضع في الاعتبار قيماً محددة للمتغير المستقل . وتكون دائماً هذه العلاقة المتنبأ بها في شكل اتجاه خطى .

والجدول التالى يحدد مجموعة من القيم تمثل متغيراً مستقلاً (س) والمتغير التابع (ص) . التابع (ص)

جنول (۲ – ٦)

۲٥	45	٧٥	۲۸	٤٧	٥٧	71	۲١.	٤٣	49	س
٧٩	٥٩	1.4	VV	٩٤ .	٩v	۸٦	۲٥	۸۲	5	من

Linear Regression Model



ويتم الاستفادة من هذا المفهوم البسيط لوضع صياغة حسابية دقيقة لتحليل الانحدار . ويتم تعريف خط أحسن مطابقة على أنه الخط الذي يكون من خلاله مجموع مربعات انحراف نقاط البيانات المختلفة هي الأقل . ويتم أيضاً الإشارة إلى خط الانحدار على أنه أقل خط مربعات .

وفى حالة مشكلة المتغير المتعدد ، يتم الوصول إلى معادلة الإنحدار فى تتابع من معادلات الإنحدار الخطية بأسلوب تدريجى . وفى كل خطوة من خطوات التتابع يتم إضافة متغير واحد إلى معادلة الانحدار ، والمتغير المضاف هو المتغير الذى يشكل أكبر انخفاضاً فى مجموع أخطاء المربعات فى بيانات العينة ، وعلى نحو متساو فهو المتغير الذى حين يتم إضافته ، يقدم أكبر زيادة فى قيمة «ف» . والمتغيرات التى ليس بها ارتباط ذى دلالة مع المتغير المستقل . هى تلك المتغيرات التى لاتزيد إضافتهم إلى قيمة «ف» ولايتم إظهارها فى معادلة الانحدار .

التقدير الحسابي لعاملات الانحدار :

ا - مع متغير واحد مستقل: يتم عرض التقدير الحسابى لمعاملات الانحدار
 في حالة المتغير المستقل الواحد،

ويتم تقديم انحدار (معامل الانحدار) بالنسبة لخط أقل مربعات عن طريق «ب» حيث:

ويتم تقديم الجزء المحصور (المتغير المستقل) لخط الانحدار عن طريق أحيث: أ = ص - ب س

البواقي :

يتم تعريف البواقى على أنها الفروق بين القيم الفعلية والمتنبأ بها المتغير التابع . ويعتبر الخطأ المعيارى للتقدير هو الانحراف المعيارى للبواقى ، ويمكن حساب الخطأ المعيارى للتقدير كما يلى :

مثال: متفير تابع واحد من خلال البيانات في جدول (١) والتي تم عرضها من خلال الرسم البياني شكل (١).

> الحل : ١ -- عمل الجدول (٣ - ٦) كما يلى :

جدول (۲ – ۲)

ص ۲	س ۲	س ص	ص	س	۴
1071	3773	7077	٦٨	79	١
1484	7775	7077	۸۲	٤٣	۲
٤٤١	דודין	1117	7 ه	۲۱	۲
٤٠٩٦	∨٣٩٦	00-1	۸٦ [:]	٦٤	٤
P377	98.9	0089	٩٧	٥Υ	۰
44.4	٨٨٢٦	٤٤١٨	9.8	. ٤٧ ;	η,
3.47	0979	7017	VV	۲۸	v
۵ ٦٢٥	1.7.9	۷۷۲٥	1.4	٧٥	٨
1011	TEAN .	۲.۰۶	٥٩	37	٩
44.8	7751	٤١٠٨	٧٩ .	٥٢	١.
	41.11				:
የ ሞኚሞ ٤	٦٦٣٨٥	٣٨٨. ٣٨٨.	A- \	٤٦٠	المجموع المتوسط

$$\frac{Y}{V}$$
 (محس) $\frac{Y}{V}$ $\frac{Y}{V}$

$$7\xi \vee \xi = 7117 - 7777\xi = \frac{\Upsilon(\xi 7.)}{1.} - 7777\xi =$$

 $\gamma - 1$ ایجاد قیمهٔ مجموع مربعات س ص = مجموع س γ ص $-\frac{n - m \times n}{2}$

$$1908 = 7787 - 788 - 78$$

$$\frac{Y_{(n-m)}}{\dot{i}} - Y_{m-m} = 0$$
 = مجموع مربعات ص = مجموع مربعات ض

$$\Upsilon \Upsilon \Upsilon \Upsilon \Sigma , 9 = 7517., 1 - 777 \Lambda 0 = \frac{\Upsilon (\Upsilon \cdot \Lambda)}{1.} - 777 \Lambda 0 =$$

$$= \frac{30\%}{100\%} = \frac{100\%}{100\%}$$

$$-$$
 إيجاد قيمة أ $=$ صُ $-$ ب \times س

$$= 1, \lambda - 3/\lambda P \lambda V, \times F3 = 1, \lambda \lambda - \delta P T, FT$$

$$V -$$
إيجاد قيمة ص = أ + ب س

$$= 300$$
 × , $\sqrt{3}$ + 31 × $\sqrt{3}$ × س

وكطريقة بديلة لاستنتاج معادلة الانحدار ، كان يمكن استخدام البيانات الخام ، ويتم استخلاص خط انحدار المتغير الواحد عن طريق المخرجات التالية :

مخرجات الانحدار

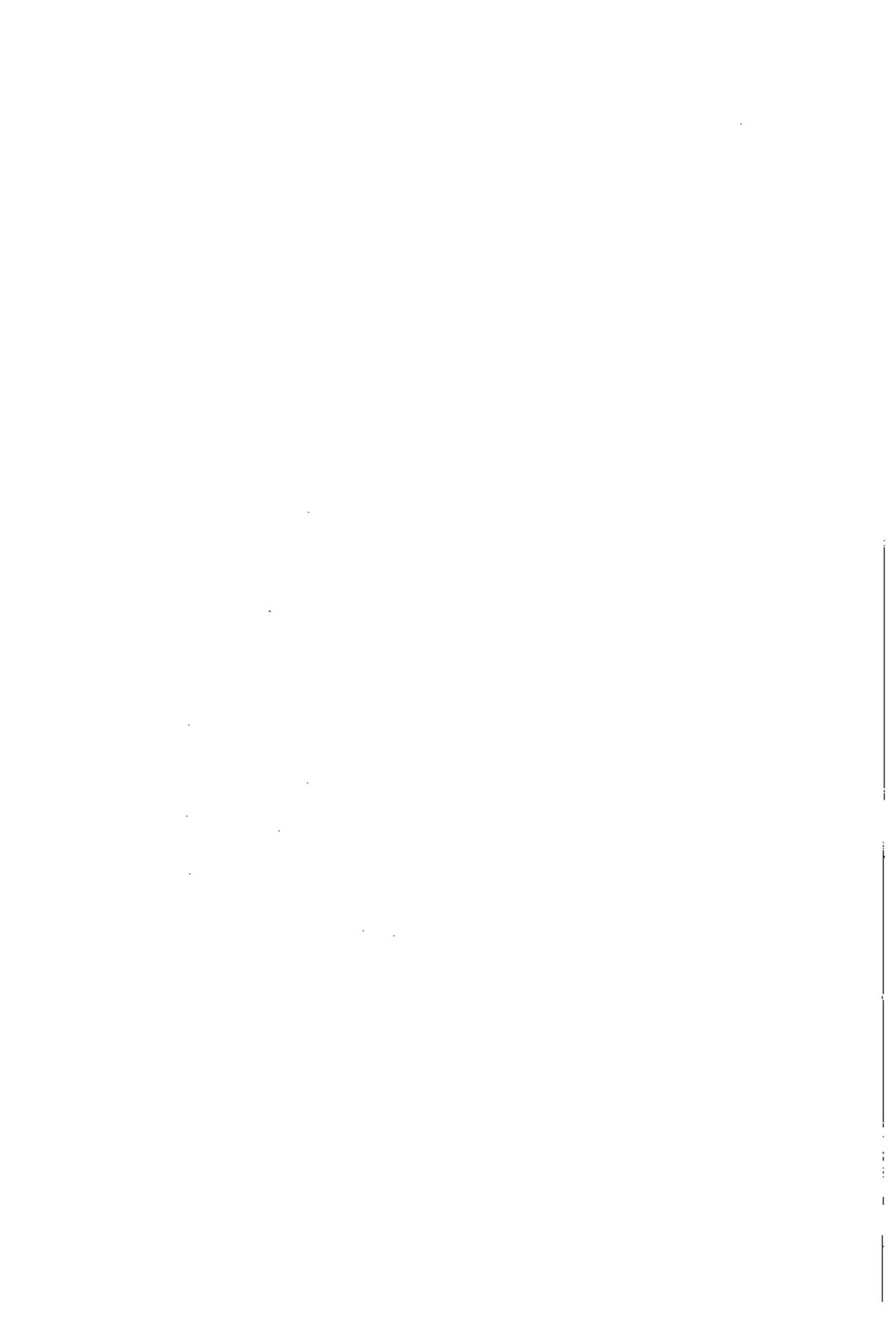
المقدار الثابت = ۲۲۰۸۰۸۰۰ الفطأ المعياري لتقدير ص = ۲۲۰۶۰۷، ۹ مربع معامل الارتباط = ۲۹۳۳۶۷، عدد المشاهدات = ۱۰ درجات الحرية = ۸ مربع الارتباط المتعدد س = ۸۲۸۸۷۸، دلالة الإسهام د س = ۲۸۸۸۷۸،

.

الفصل السابع

الاختبارات اللامعلمية اختبار مربع كا جداول التجانس جدول ٢×٢ جدول ٢١ اختبار الاشارة اختبار مان وتيني (يو) اختبار ولكوكسون اختبار كروسكال واليس اختبار كروسكال واليس

اختبار فريد مان للرتب



الفصل السابع

الأختبارات اللامعلمية

تعتمدالأختبارات الإحصائية اللامعلمية (المترية) على افتراض اعتدالية التوزيع وتجانس التباين . في حين أن الاختبارات الإحصائية اللامعلمية يشار إليها بالإحصائيات حرة التوزيع ؛ لأنه لايوجد افتراضات عن توزيع الدرجات .

والأختبارات الإحصائية اللامعلمية تعالج الدرجات من المستويات الرتبية . ويمكن اعتبار ذلك ميرة محددة للاختبارات اللامعلمية عند معاملة الباحثين للمتغيرات أو البيانات الفترية أيضاً ، والتي يمكن أن تتفق أكثر مع الافتراضات اللامعلمية . مثل أنواع الاستجابات الخاصة بجميع أنواع الاستفتاءات والأدوات المقدرة للسلوك التأثيري المتعدد ، والبيانات التي تجمع من البحث الكمي ، والتي غالباً ما تعتمد على ترقيم الحالات والتي يمكن تحليلها باستخدام الإحصائيات اللامعلمية .

والاختبارات الإحصائية اللامعلمية هي أقل قوة لكشف الفرض الصفرى غير الحقيقي ، وإذا اتفقت الافتراضات الأساسية للاختبار المعملي ، فإن الوسيلة الإحصائية اللامعلمية تفضل عادة لأنها أكثر فاعلية . ومع ذلك عندما يعرف الباحث أن مجموعة البيانات لاتتفق مع افتراضات الاعتدالية ، وتجانس التباين أو عندما تصبح النوع الوحيد في الدرجات عبارة عن رتب أو تكرارات ، ففي هذه الحالة ينبغي على الباحث إستخدام الأختبارات اللامعلمية ، والعديد من الطرق اللامعلمية متاحة ، وسوف يذكر المؤلف هنا الأختبارات اللامعلمية الأكثر استخداماً.

أختبار مربع كا:

إن الفكرة الأساسية التي يقوم عليها هذا الأسلوب الإحصائي وهو كالمحصاغة على أساس الفرض الصفرى ، وهي أن التكرار الملاحظ في الفئة أو الفئات موضع الدراسة يختلف عن التكرار المتوقع أو الفرض اختلافاً يرجع إلى الصدفة . وتتحدد التكرارات المتوقعة في ضوء أي تعريف للفرض الصفرى مثلاً في مشكلة

تنقسم فيها الحالات إلى فئتين . وقد يقرر الباحث على أساس معين أن التكرار في كل فئة ينبغي أن يكون بنسبة ١ إلى ٢ أو ١ إلى ٣ والخطوة التي تلى هذا هي حساب مربع كا بواسطة المعادلة التالية .

مثال: هناك مدرب يدعى أنه يستطيع التمييز بين اللاعب ذى اللياقة البدنية المعالية ، واللاعب ذى اللياقة البدنية المنخفضة من مجرد مشاهدتهم فى الملعب . فقد كان حكمه صحيحاً على ثمانية لاعبين ، وحكمه خطأً على لاعبين . والسؤال ما احتمال أن يجىء هذا الحكم نتيجة للصدفة ؟ وهل يستطيع هذا المدرب حقيقة أن يمييز بين هاتين الفئتين من اللاعبين؟ إذا سلمنا بأن التكرار المتوقع هو خمسة .

$$\Upsilon, \Upsilon \cdot = \frac{\Upsilon(\circ - \Upsilon)}{\circ} + \frac{\Upsilon(\circ - \Lambda)}{\circ} = \Upsilon \Box \cdot \bullet \cdot \bullet$$

ولكى نفسر معنى كا فمن الضرورى استخدام الجداول الاحصائية فنجد أن قيمة كا الجدولية = 7, 8 عند درجة حرية (١) ومستوى دلالة (٥٪) لذا نجد أن قيمة كا الجدولية أكبر من قيمة كا المحسوبة ، وبناء عليه يمكن القول بأن هذه الأحكام يمكن أن تحدث بالصدفة .

وهناك صورة أخرى لحساب كا عندما يكون هناك درجة حرية واحد ، فينبغى أن يدخل على المعادلة الأصلية في صورة [١] التعديل التالي :

حل المثال السابق بالصورة [٢]

= 0.7.7 + 0.1.7 = 0.00 . وهذه النتيجة أيضاً قد ترجع إلى الصدفة. مثال (٢) :

فى أحد البحوث الخاصة لمعرفة نسب اللياقة البدنية التى تؤدى إلى المستويات الرياضية العالية فى مجتمع ما . ذا قام باحث بفحص ٤٠٠٠ لاعب فكانت النتائج كالتالى:

التكرارات المشاهدة	المستويات الرياضية
۹	المستوى الأول
٧	المستوى الثاني
٦	المستوى الثالث
	المستوى الرابع
٧٠٠	المستوى الخامس
٤	المحموع

فإذا كان من المعروف أن نسب اللياقة البدنية بالترتيب الآتى :

/Yo, /Y., / 1., / 10, /Y.

الحل :

١ - نحسب التكرارات المتوقعة كالأتى :

جدول (۱ -۷)

التكرارات المشاهدة	التكرارات المشاهدة	المستويات الرياضية
۸ = <u>۲.</u> × ٤	٩.,	المستوى الأول
7= 10 × E	٧	المستوى الثاني
£ · · = 1 × £ · · ·	٦	المستوى الثالث
17 = \frac{r.}{1} \times \ \xi	11	المستوى الرابع
1 = Yo	٧	المستوى الخامس
£	٤٠٠.	المجموع

 $[\ \ \ \ \ \]$ حضيب قيمة كا Y من المعادلة في صورة $[\ \ \ \ \ \]$

$$+\frac{{}^{Y}(1 \cdot \cdot \cdot - 1 \cdot \cdot \cdot)}{1 \cdot \cdot \cdot \cdot} + \frac{{}^{Y}(1 \cdot \cdot \cdot - 1 \cdot \cdot \cdot)}{1 \cdot \cdot \cdot \cdot} + \frac{{}^{Y}(1 \cdot \cdot \cdot - 1 \cdot \cdot \cdot)}{1 \cdot \cdot \cdot \cdot} = Y \leq \cdot \cdot \cdot$$

= 0.77 + 17.7 + 1.00 + 1.00 + 1.00 = 1.00

- ٤ بما أن قيمة كا المحسوبة أكبر من قيمة كا الجدولية .
 - ٠٠٠ الفروق معنوية أي نفرض الفرض الصفري ٠

جداول التجانس

نحتاج فى كثير من البحوث والدراسات إلى تصنيف البيانات حسب عوامل معينة كما نحدد مقدار العامل فى كل مرة ، مثلا دراسة مستوى القلق (مرتفع/منخفض) وعلاقته بالنوعية (ذكر/أنثى) . ولتوضيح فكرة دراسة العلاقة بين عاملين أو أكثر ، أو مايشار إليه أحياناً بموضوع ارتباط العوامل أو قياس الاستقلال بين العوامل .

مثال :

إذا أخذنا عينة عشوائية مكونة من ١٠٠ طالب وطالبة ، وكان مستوى القلق مرتفعاً ومنخفضاً من خلال بيانات الجدول التالي (٢-٧):

جدول (۲ – ۷)

القلق مرتفع منخفض
النوع النوع منخفض
النوع منخفض
النوع منخفض على النوع
الحل:

١ - تجهيز البيانات من خلال الجدول التالى (٣ -٧):

جدول (٣ -٧)

المحموع	منخفض	مرتفع	القلق النوع
0.0	10		طالب
٤٥	1.	٣٥	طالبة
. 1	۲٥	٧٥	المجموع

- ٢ احتمال أن يكون الشخص طالباً = _____ وهو مجموع تكراري
 الصف الأول على مجموع التكرارات .
- إ احتمال أن يكون الشخص طالبة = وهو مجموع تكراري
 الصف الثاني على مجموع التكرارات.
 - ه احتمال أن يكون الشخص منخفض القلق = ٢٥

$$\Upsilon$$
 – القيم المتوقعة = $\frac{80 \times 80}{1.0}$ = $81, \Upsilon$ 0 = 10

$$17, Vo = \frac{Yo \times oo}{1...} =$$

٧ - للتاكد يجمع التكرار المساهد والتكرار المتعقع حيث إن الاثنين متساوبان.

$$\frac{\frac{Y(TT, Vo - To)}{TT, Vo} + \frac{Y(1T, Vo - 1o)}{TT, Vo} + \frac{Y(1T, Vo - 1o)}{TT, Vo} + \frac{Y(1T, Vo - 1o)}{TT, Vo} = \frac{Y(1T, Vo - 1o)}{TT, Vo}$$

8
 - درجة الحرية = 3 - 4

١٠ - قيمة كا٢ الجدولية عند مستوى ٥٠٠ = ٥١٨.٧

١١ - ٠٠ نرفض الفرض الصفري .

مثال أخر:

أوجد قيمة كا Y بالطريقة العامة للجدول التكراري ن \times ن Y

المجموع	أرفض جداً	أرفض نوعاً ما	لا أدرى	موافق نوعاً ا	موافق جدا	البيان
۸۸	٥	۲۸	١٣	۲γ	O	ذكور
٥٢	٥	۲,	٨	۱۷	٣	إناث
1.61	١.	٤٨	۲١	0.8	А	المجموع

الحل:

١ - عمل الجدول التالي :

المجموع	أرفض	لا أدرى	موافق	البيان
۸۸	**	17	2.4	ذكور
٦٥	Yo	۸.	۲.	إناث
181	٥٨	۲١	٦٢	المجموع

$$77. \ - 1$$
 التكرار المتوقع لذكور موافق $- \frac{77 \times 77}{121} = 7$

$$\frac{{}^{Y}(\Upsilon \Gamma, \Upsilon \cdot - \Upsilon \cdot)}{\Upsilon \Gamma, \Upsilon \cdot} + \frac{{}^{Y}(\Upsilon \Gamma, \Upsilon \cdot - \Upsilon \Gamma)}{\Upsilon \Gamma, \Upsilon \cdot} + \frac{{}^{Y}(\Upsilon \Lambda, \Upsilon \cdot - \Sigma \Upsilon)}{\Upsilon \Lambda, \Upsilon \cdot} = {}^{Y}[S] - \Upsilon$$

$$1, o = \frac{{}^{Y}(Y, \Lambda - Y \circ)}{Y, \Lambda} + \frac{{}^{Y}(Y, \Lambda - \Lambda)}{Y, \Lambda} + \frac{{}^{Y}(T, Y - TT)}{T, Y}$$

$$3 -$$
درجة الحرية $= 1 - 1 = 0$

$$0.09 = 0.00 = 0.00$$
 ه $-$ قيمة كا الجدولية عند درجة حرية $0.00 = 0.00$

٦ - نرفض الفرض الصفري -

جنول ۲ × ۲ :

إذا كان لدينا مجموعتان منقسمتان بالنسبة لخاصيتين معينتين ، فإنه يمكن تكوين جدول مكون من أربع خلايا (صفين وعمودين) . وتمثل الصفوف إحدى الخاصيتين ، تمثل الأعمدة الخاصية الأخرى . وفي هذه الحالة يمكن استخدام المعادلة السابقة لاستخراج كا . إلا أنه توجد معادلة أخرى يمكن استخدامها في هذه الحالة ، تتضح من الجدول الآتي (٢٣ - ٣) :

جدول (٤ -٧)

للجموع			لبيان	J
	Y	نعم		
أ + ب	ب	í	نعم	الخاصر
جـ + ق	١	1.	¥	ة الثانية
ن	ب+د	أ + جـ	جموع	

ويمكن استخدام هذه المعادلة

$$\frac{(i \cdot c - v + v)^{7} \cdot c}{(i + v) \cdot (i + v) \cdot (i + v)} = \frac{V}{(i + v)}$$

ومن المعلوم أن درجات الحرية هنا = (Y - Y)(Y - Y) = Y

نفرض أننا نريد إيجاد العلاقة بين القوة والسرعة . ولذا قد قمنا بتطبيق الأختبار على عينة من ١٠٠٠ لاعب . وقد وجد ٣٠٠ لاعب متميز بالقوة و٢٠٠٠ لاعب يتميز بالسرعة . وقد أمكن وضعهم في التقسيم بالجدول (٥ - ٧) جدول (٥ - ٧)

المجموع.		القوة	لحاصية الأولى	
	7	نعم	ئية	الخاصية الثاة
٧٠٠	Y1. Y	٤٩.	نعم	الم
۳	٩. ١	٤٩٠ ٢٠٠	Y.	ا بي
١	٣	٧	جموع	ال

الحل:

١ - نحسب القيم المتوقعة لكل خلية كما هي مدونة في الجدول (٥ - ٧) ،
 ونطبق المعادلة

$$\frac{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}({}^{\mathsf{Y}}({}^{\mathsf{Y}}({}^{\mathsf{Y}}) - ({}^{\mathsf{Y}}({}^{\mathsf{Y}}) - {}^{\mathsf{Y}}({}^{\mathsf{Y}})) - ({}^{\mathsf{Y}}({}^{\mathsf{Y}}({}^{\mathsf{Y}}) - {}^{\mathsf{Y}}({}^{\mathsf{Y}}({}^{\mathsf{Y}}))))}{{}^{\mathsf{Y}}({}^{\mathsf{Y}}({}^{\mathsf{Y}}) - {}^{\mathsf{Y}}({}^{\mathsf{Y}}({}^{\mathsf{Y}}) - {}^{\mathsf{Y}}({}^{\mathsf{Y}}))))} = {}^{\mathsf{Y}}[{}^{\mathsf{Y}}({}^{\mathsf{Y}}({}^{\mathsf{Y}}) - {}^{\mathsf{Y}}({}^{\mathsf{Y}}) - {}^{\mathsf{Y}}({}^{\mathsf{Y}}))]$$

$$= \frac{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)}{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)} = \frac{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)}{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)} = \frac{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)}{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)} = \frac{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)}{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)} = \frac{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)}{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)} = \frac{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)}{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)} = \frac{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)}{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)} = \frac{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)}{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)} = \frac{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)}{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)} = \frac{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)}{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)} = \frac{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)}{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)} = \frac{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)}{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)} = \frac{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)}{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)} = \frac{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)}{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)} = \frac{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)}{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)} = \frac{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)}{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)} = \frac{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)}{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)} = \frac{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)}{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)} = \frac{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)}{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)} = \frac{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)}{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)} = \frac{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)}{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)} = \frac{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)}{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)} = \frac{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)}{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)} = \frac{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)}{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)} = \frac{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)}{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)} = \frac{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)}{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)} = \frac{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)}{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)} = \frac{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)}{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)} = \frac{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)}{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)} = \frac{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)}{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)} = \frac{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)}{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)} = \frac{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)}{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)} = \frac{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)}{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)} = \frac{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)}{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)} = \frac{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)}{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)} = \frac{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)}{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)} = \frac{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)}{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)} = \frac{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)}{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)} = \frac{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)}{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)} = \frac{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)}{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)} = \frac{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1 \cdots)}{1 \cdots \times {}^{\mathsf{Y}}(1$$

نحل أخر:

١ - تستخدم المعادلة :

$$Y, YV = 1, 11 + ... + .8 + .4 + .4 = .4$$

وهى النتيجة السابقة نفسها.

و ن قيمة كا الجدولية عند درجة حرية ١ ومستوى معنوية ١٠,

= ۵ ۱۲ , ۲

و : قيمة كا^٢ المحسوبة أقل من الجدولية .

هذا دليل على عدم وجود علاقة بين القوة والسرعة .

هناك طريقة مختصرة لحساب كا^٢ للجدول التكرارى ٢ × ٢، وتعتمد الطريقة المختصرة لحساب كا^٢ على علاقتها بمعامل ارتباط فاى ، وهى كما يلى :

کا^۲ = فای^۲ × ن

الحل:

١ - حساب قيمة فاي من خلال الجدول التالي ::

, VY	٣٧	٣٥	
٤٨	٣٤ .	1 8	
١٢.	· V 1	٤٩	

$$7 - 20 = \frac{(12 \times 77) - (72 \times 70)}{(12 \times 77) - (72 \times 70)} = \frac{(12 \times 77) - (72 \times 70)}{(12 \times 70) - (72 \times 70)} = \frac{(12 \times 77) - (72 \times 70)}{(12 \times 70) - (72 \times 70)} = \frac{(12 \times 77) - (72 \times 70)}{(12 \times 70) - (72 \times 70)} = \frac{(12 \times 77) - (72 \times 70)}{(12 \times 70) - (72 \times 70)} = \frac{(12 \times 77) - (72 \times 70)}{(12 \times 70) - (72 \times 70)} = \frac{(12 \times 77) - (72 \times 70)}{(12 \times 70) - (72 \times 70)} = \frac{(12 \times 77) - (72 \times 70)}{(12 \times 70) - (72 \times 70)} = \frac{(12 \times 77) - (72 \times 70)}{(12 \times 70) - (72 \times 70)} = \frac{(12 \times 77) - (72 \times 70)}{(12 \times 70) - (72 \times 70)} = \frac{(12 \times 77) - (72 \times 70)}{(12 \times 70) - (72 \times 70)} = \frac{(12 \times 77) - (72 \times 70)}{(12 \times 70) - (72 \times 70)} = \frac{(12 \times 70) - (72 \times 70)}{(12 \times 70) - (72 \times 70)} = \frac{(12 \times 70) - (72 \times 70)}{(12 \times 70) - (72 \times 70)} = \frac{(12 \times 70) - (72 \times 70)}{(12 \times 70) - (72 \times 70)} = \frac{(12 \times 70) - (72 \times 70)}{(12 \times 70) - (72 \times 70)} = \frac{(12 \times 70) - (72 \times 70)}{(12 \times 70) - (72 \times 70)} = \frac{(12 \times 70) - (72 \times 70)}{(12 \times 70) - (72 \times 70)} = \frac{(12 \times 70) - (72 \times 70)}{(12 \times 70) - (72 \times 70)} = \frac{(12 \times 70) - (72 \times 70)}{(12 \times 70) - (72 \times 70)} = \frac{(12 \times 70) - (72 \times 70)}{(12 \times 70) - (72 \times 70)} = \frac{(12 \times 70) - (72 \times 70)}{(12 \times 70) - (72 \times 70)} = \frac{(12 \times 70) - (72 \times 70)}{(12 \times 70) - (72 \times 70)} = \frac{(12 \times 70) - (72 \times 70)}{(12 \times 70) - (72 \times 70)} = \frac{(12 \times 70) - (72 \times 70)}{(12 \times 70) - (72 \times 70)} = \frac{(12 \times 70) - (72 \times 70)}{(12 \times 70) - (72 \times 70)} = \frac{(12 \times 70) - (72 \times 70)}{(12 \times 70) - (72 \times 70)} = \frac{(12 \times 70) - (72 \times 70)}{(12 \times 70) - (72 \times 70)} = \frac{(12 \times 70) - (72 \times 70)}{(12 \times 70) - (72 \times 70)} = \frac{(12 \times 70) - (72 \times 70)}{(12 \times 70) - (72 \times 70)} = \frac{(12 \times 70) - (72 \times 70)}{(12 \times 70) - (72 \times 70)} = \frac{(12 \times 70) - (72 \times 70)}{(12 \times 70) - (72 \times 70)} = \frac{(12 \times 70) - (72 \times 70)}{(12 \times 70) - (72 \times 70)} = \frac{(12 \times 70) - (72 \times 70)}{(12 \times 70) - (72 \times 70)} = \frac{(12 \times 70) - (72 \times 70)}{(12 \times 70) - (72 \times 70)} = \frac{(12 \times 70) - (72 \times 70)}{(12 \times 70) - (72 \times 70)} = \frac{(12 \times 70) - (72 \times 70)}{(12 \times 70) - (72 \times 70)} = \frac{(12 \times 70) - (72 \times 70)}{(12 \times 70) - (72 \times 70)} = \frac{(12 \times 70) - (72 \times 70)}{(12 \times 70) - (72 \times 70)} = \frac{(12 \times 70) - (72 \times 70)}{(12 \times 70) - (72 \times 70)} = \frac{(12 \times 70) - (72 \times 70)}{(12 \times 70)}$$

أختبار الإشارة

هناك بعض أدوات البحث ، مثل :الاستبيانات ، الاستفتاءات ، استطلاع الرأى ، والذى يعتمد المفحوص فى الاستجابة على صورة زوج من القرارات مثل نعم ، لا — صح ، خطأ إلى غير ذلك : ولفحص وجود اختلاف بين الاستجابتين يستخدم اختبار الاشارة الذى يمكن اعتباره أسلوباً جيداً لفحص روج من القرارات ، ويمكن نوضح ذلك بالمثال التالى :

مثال :

فى برنامج ترويحى رياضى ، أراد باحث معرفة ما إذا كان له تغتير على الرضا المهنى لاثنى عشر موظفا ، وكان الرضا المهنى قبل البرنامج وبعده بتمثل فى البيانات بالجدول (٦-٧) .

جدول (٢-٧)

الإشارة	بعد البرنامج	اسم الموظف	
+	۲۸	٧٥	أحمد
· +	Ä.	٧٣	على
-4-	VV	٦٥	سمعيد
	٦٥.	77	محمد
+ .	٧٧	٦٧	مصطفى
+	٧٦	٧٤	محمود
_	۷٥	٧٧	اعيد
+	, Λ.	٧٥	خليل
+	۸۳	٧٦	سمير
+	٧٥	٧٤	أسامه
_	٧٤	VV	صبرى
	VV	VV	مختار

الحل :

١ - نضع إشارة (+) إذا زاد الرضا المهنى بعد البرنامج .

٢ - نضع إشارة (-) إذا قل الرضا المهنى بعد البرنامج .

٣ - نضع إشارة (٠) إذا تساوى الرضا المهنى قبل البرنامج وبعد البرنامج،

٤ - نستبعد القراءة الثانية عشر .. نتعامل مع إحدى عشرة قراءة فقط .

ه - متوسط توزيع ذي الحدين هو ن ح وانحرافه المعياري

هو
$$\sqrt{i - (1 - 5)}$$
 فإن الوسط = $\frac{1}{4} \times 11 = 0.0$

والانحراف المعيارى =
$$\sqrt{1 \times \frac{1}{Y} \times \frac{1}{Y}}$$
 = 11,77

٦ - معرفة إمكانية الحصول على ثمانى قيم ، أو أكثر من ثمانى قيم
 موجبة (+) بالصدفة فقط .

٧ - حساب الحد الأدنى الفعلى للرقم ٨ ، ويكون ٥,٥ ، وتكون القسمة المعيارية (أو الإحصائية) ص المحسوبة كالتالى :

$$1, \Upsilon \cdot = \frac{\Upsilon}{1, \Upsilon} = \frac{\gamma}{1, \Upsilon} = \frac{\gamma}{1, \Upsilon} = \frac{\gamma}{1, \Upsilon}$$

٨ – الكشف .

اختبار مان وتيني (يو) Mann Whitney

يستخدم اختبار مان وتينى (يو) عند الرغبة فى معرفة الفرق بين عيفتين مختارتين ومستقلتين عن بعضهما . ويعتبر أختبار يو البدليل الآخر لاختبار « ت » فى حالة عدم معرفة التوزيع الاحتمالي الذي تتبعه الظاهرة المطلوب دراستها . مثال:

أراد باحث معرفة ما إذا كان هناك فرق بين مستوى القلق بين الطلبة والطالبات لكلية التربية الرياضية ؛ ولذا أخذت عينة من (١١) طالبة وأخرى (١٠) طلاب ، وتم تسجيل البيانات التالية لهم :

جدول (٧ -٧)

بة	طـــا		لب	طــا	
الرتبة	القلق	۴	الرتبة	القلق،	٦
71	٨	١,	٨	۲.	١
۲.	۸,٥	۲.	V	۲۰,٥	۲
١٩	۸.	۲	. ه	۲۱,۵	٣
١٨	1.,0	٤	٦	۲١	٤
٩	19,0	٥	\	٣٥	٥
١	۱۹	٦	.: દ	44	٦
11	١٨	V	۳.	۲۷,۰	٧
١٢	ه ۱۷۰	٨	۲	۲.	٨
۱۳	۱۷	٩	1 8	10,0	٩
17	۱٤,٥	N.	١٥	١٥	١.
1٧	18	11			

ولأن المنحنى التكرارى للقلق بصفة عامة ملتو (غير متماثل حول المتوسط) فالقراءات الناتجة لايتوقع أن تتبع التوزيع الطبيعى . وبالتالى نستخدم اختبار (يو) غير المعملى لمثل هذه الحالات ، نجد الرتبة المناظرة لكل قراءة من بين ٢١ قراءة مجتمعة ، كما هو موضح في الجدول ، وبالطريقة نفسها التي حددنا فيها الرتب عند حساب معامل إرتباط الرتب لسبيرمان . والهدف من هذا الإجراء هو معرفة ما إذا كانت إحدى مجموعات الرتب تقل بصورة ملموسة عن المجموعة الأخرى .

الحل:

١ - إيجاد البيانات التالية :
 عدد الطلبة

عدد الطالبات

مجموع رتب الطلبة مجـ ر، ٢ - إيجاد مقدار (يو) بالقانون التالى :

٣ - التعويض عن قيم المقدارين ن، ن، ومجر ر، نجد أن:

$$30 - \frac{11 \times 1}{7} + 11 \times 1 = 9$$

 $1 \cdot \cdot \cdot = 70 - 00 + 11 \cdot =$

٤ - إيجاد القيمة الإحصائية ص المناظرة المقداريو من العلاقة التائية:

$$\frac{-\frac{i}{V} \cdot \frac{i}{V}}{\frac{(1+\frac{i}{V}+\frac{i}{V}+\frac{i}{V})}{\frac{1}{V}}} = \infty$$

$$\frac{-\frac{11\times 1\cdot}{V} - 1\cdot\cdot}{\frac{1}{V}} = \infty$$

$$\frac{-\frac{11\times 1\cdot}{V} - 1\cdot\cdot}{\frac{11\times 1\cdot}{V}} = \infty$$

وحیث إن قیمة حس من جدول التوزیع الطبیعی فی حالة أن i = 0 أو i = 1 هی كالتالی i = 0

-0 وحيث إن قيمة ص الجدولية -0 المحسوبة فرننا نرفض الفرضية الأولى وهي أن ر, ر, أى أنه يوجد فرق بين القلق لكل من الطلبة والطالبات ، أى نقبل الفرض البديل -0 س, وكذلك لأن مجموع رتب القلق للطالبات منذ البداية كان أكبر حيث إن مجر ر, = 177 أى أن قلق الطالبات لايساوى قلق الطلبة.

٦ - يجب ألا يستخدم أختبار (يو) في حالة أن حجم أي من العينتين أقل من
 ٩ قراءات .

أختبار ولكوكسون Wilcoxon

يستخدم اختبار ولكوكسون لاختبار ما إذا كان يوجد فرق بين مجموعتين مرتبطتين أم لا ؛ أي إن العينة من مجمع واحد وقد تكون مجموعة ضابطة وأخرى تجريبية ؛ وذلك لمعرفة الفرق بينهما قبل وبعد إدخال المتغير التجريبي .

مثال :

أراد أحد الباحثين تعرف كل من الثواب والعقاب في تعلم رياضة المبارزة بسلاح الشيش على طلاب الصف الثاني بكلية التربية الرياضية ، على عينة قوامها (٢٠) طالباً وكانت بياناتهم كالتالى :

جدول (

١.	٩	٨	٧	٦	٥	٤	٣	۲	١	البيان
91	۸۹	٨٤	۸۷	۸۳	٧٤	۸٦	٧٦	۸٥	٦٥	درجات الطلاب لمجموعة الثواب (س)
۸۱	٧٣	۹.	۹.	۰۸۵	٧٤	۸۸	۸.	٩.	77	درجات الطلاب للجموع ة العقاب (س _y)
۱. +	٧+	٦ –	۲-	۲ –	صفر	۲ –	٤ –	o —	١ –	الفرق بين (س، - س،)
1.	ν '	٦	٣	۲	,	۲	٤	0	١	القيمة المطلقة للفرق
٩	٨	٧	٤	۲,٥	_	۲,٥	0	7	\	رتبة الفرق

الحل:

- $\Lambda 1$ استخراج البيانات بالجدول ($\Lambda \Lambda$)
- ٢ استبعاد الحالة رقم (٥) لعدم وجود فروق بين الثواب والعقاب.
 - ٣ إيجاد الفرق بين قيم س، وقيم س، .
 - ٤ إيجاد القيمة المطلقة للفرق.
- ه إيجاد رتبة الفرق . ويحسب ذلك كما سبق دراسته في معامل ارتباط
 الرتب لسبيرمان .
- ٦ حساب مجموع الرتب للفروق الموجبة أو السالبة ويجب أختبار دائماً
 الإشارة الأقل تكراراً
- ٧ نجد في المثال الحالى نأخذ الإشارة الموجبة (+) حيث تتكرر مرتين فقط،
 وفي ذلك نجد أن قيمة إحصائية ولكوكسون وهي :
 - $0 = 0 + \Lambda = 10$ و مجموع الرتب الناتجة من رقمى $0 + 1 = \Lambda + \Lambda = 10$
 - $\Lambda = 1$ لکشف عن قیمة (و) من جدول ولکوکسون
 - لدرجة حرية $\dot{u} \dot{l} = 1 1 1 = 9$ وتحت مستوى
 - $\delta \cdot \cdot = e_{p_{\alpha}} \cdot = \Gamma$
- ٩ نلاحظ هنا أن (و) الجدولية < (و) المحسوبة ، وبالتالى فإننا نقبل الفرضية الأولية (وهي أن قراءات كل من الثواب والعقاب لهما التوزيع نفسه).
- ١٠ نلاحظ أيضاً أنه على عكس الاختبارات الاخرى ، فإننا نرفض الفرضية الأولية في اختبار ولكوكسون فقط إذا كانت قيمة (و) المحسوبة أقل أو تساوى قيمة (و) الناتجة من الجدول .
- ۱۱ نلاحظ كذلك أن جدول ولكوكسون يعطى القراءات من ٦ إلى ٢٥ زوجاً من القراءات م ١١ زوجاً من القراءات ، أما عندما يكون لدينا أكثر من ٢٥ زوجاً من القراءات فإننا نستخدم التقريب التالى للقيمة (و) ، ويمكن مقارنتها باستخدام جدول التوزيع الطبيعى المعيارى حيث الإحصائية ص في هذه الحالة هي :

$$\frac{(i + 1)}{2}$$
 = $\frac{(i + 1)}{2}$ = $\frac{(i + 1)^{(1 + 1)}}{(i + 1)^{(1 + 1)}}$

حيث إن ن عدد الفروق غير الصفرية .

وبذلك نقارن قيمة ص المحسوبة مع ص = $\pm 1,97$ المستوى معنوية 0,00 أ و ص $\pm - 100$ لمستوى معنوية 0,00 .

اختبار كروسكال واليس (Kruskal - Wailis)

يستخدم هذا الاختبار لأكثر من مجموعتين ، ولكن عن طريق الرتب ، وهذا النوع من الأختبارات يشبه إلى حد كبير تحليل التباين في اتجاه واحد للبيانات الرتيبة .

مثال :

أراد باحث معرفة دلالة الفروق بين ثلاث مجموعات من طلبة كلية الأداب قسم علم النفس في مفهوم الذات ، وقد تم تسجيل البيانات التالية من نتيجة الاختبار ،

المجموعة الأولى: ٥ - ٩ - ١٣ - ١٨ - ٢٤ - ٣١ - ٣٨ .

المجموعة الثانية: ٥ - ٦ - ٩ - ٢٠ - ٢١ - ٢٤ .

المجموعة الثالثة : ٢٤ – ٤٠ – ٤٩ – ٤٩ – ٢٥ – ٥٥ – ٥٦ – ٨٥ . الحل :

- ١ ترتيب جمع البيانات في جميع المجموعات ترتيباً تصاعدياً.
- ٢ استخراج مجموع الرتب (ب) لكل مجموعة من مجموعات البحث البالغ
 عددها (ك) .
- 7 1 إذا كان متوسط مجموع الرتب (م ب) = متوسط رتب المجموعات ومستويا أيضاً لمتوسط رتب المفحوصين الذي يساوى $(-\frac{i+1}{\gamma})$. يكون الفرض الصفرى صحيحاً .

٤ - الاختبار المستخدم في هذه الطريقة يسمى (هـ)

ه – يتم حساب هـ كالتالى:

$$(1+i)$$
 $=$ $\frac{17}{i(i+1)}$ \times $\frac{17}{i(i+1)}$ \times $=$ $\frac{17}{i(i+1)}$

٦ - تستخدم المعادلة التالية في حالة وجود قيم متساوية كثيرة لتصحيح أثر
 الرتب المتساوية .

$$\frac{(1+i) r - (\frac{u^{r} b}{i b} - r (i + i))}{i b} \times \frac{(1+i)}{i c} = \underline{a}$$

$$\frac{-a}{i r - i}$$

٧ - نقوم بترتيب أفراد عينة البحث (ن = ٢٣) وذلك كالتالى :

المجموعة الثالثة	المجموعة الثانية	المجموعة الأولى	مسلسال
١٠,٥	١,٥	١,٥	. 1
17	٣	۵, ۵	۲
17	۵,۵	٦ .	· ٣
۱۸,٥	. ^	٧	٤
۱۸,٥	٩	١٠,٥	•
۲٠	١٤	14	٦
41		١٣	v .
77		۱۵	٨
77			٩

$$19.0 = 10.0$$
 حساب مجموع الرتب ب $= 19.0$ حساب مجموع الرتب ب $= 19.0$ حساب مجموع الرتب ب $= 19.0$

٩ - حساب مجموع القيم المتساوية نجدها = ٤

١١ - مجه ط (أي مجموع الرتب المتساوية في المجوعات الست

ن يمكن حساب القيمة (هـ) كمايلى :

$$\frac{(1 + YT)T - (\frac{Y_{177,0}}{q} + \frac{Y_{\xi}}{T} + \frac{X_{79,0}}{A}) \times \frac{1T}{(1 + YT)TT}}{(\frac{Y_{\xi}}{T} - \frac{Y_{\xi}}{T} - \frac{Y_{\xi}}{T}) - 1} = \Delta$$

= ۸۸, ۱۳

۱۲ – بالكشف عن دلالة قيمة هـ وذلك بإستخدام جدول القيم الحرجة لقيمة كـ 1 عند درجة حرية ن – 1 = 1 - 1 نجد إنها دالة عند مستوى 1 . ، معنى ذلك رفض الفرض الصفرى وقبول الفرض البدليل .

Friedman Test

أختبار فريدمان للرتب

يستخدم هذا الأختبار لمعرفة دلالة الفروق بين رتب أكثر من مجموعتين مرتبطتين ، وهو يشبه في ذلك تحليل التباين في إتجاهين ، ويستخدم في ذلك البيانات الرتبية بدلاً من بيانات النسبية أو المسافة . وفي هذه الحالة تكون البيانات عبارة عن ترتيب العينة في عدد من الشروط التجريبية المختلفة .

مثال :

أراد باحث دراسة ظاهرة معينة من خلال أربع طرق تجريبية ، وذلك من خلال البيانات في الجدول (١٠ - ٧)

المتغيرات التجريبية						75 11		
	ن	-	ź	,			ĺ	العينة
الترتيب	الدرجة	الترتيب	الدرجة	الترتيب	الدرجة	الترتيب	الدرجة	
١	٤	٤	11	٣	٧	۲	٦	١
١,	٩	٤	۱٦	۲	11	۲	١.	۲
١	À	٤	17	٣.	10	۲	٩	٣
١	۱۲	٣	١٦	۲ .	١٤	٤	١٨	٤
٣	٨	٤	٩	۲	٩	١	٤	٥
۲	¢	٤	٧	٣	٦	١	٣	٦
٤	- 11	٣	٩	۲	λ	\ \	٤	٧
٤	11	٣	١.	۲.	٩	١	٧	٨

الحل :

١ - ترتيب المفحوصين تصاعدياً من خلال الصفوف ، وليست الأعمدة ، أى
 كل مفحوص فى المتغيرات التجريبية الأربعة .

٢ - الجدول (١٠ - ٧) تحسب قيمة (س) على النحو التالى :

حيث أن ب، = مجموع الرتب في كل عمود يدل على شروط أو معالجة .

م ب = متوسط مجموع الرتب

س = مجموع مربعات

٣ – إستخدام المعادلة التالية :

۹,٤٥ =

٦ - الكشف عن هذه القيمة في جدول القيم الحرجة لقيم كا٢ ، نجد أنها دالة
 عند مستوى ٢٠٠,

٧ - يمكن رفض الفرض الصفرى في حالة قبول الباحث هذه الدلالة ،
 ويمكن قبوله إذا كان لايقبل هذه الدلالة .

مصادرالكتاب

السيد محمد خيرى (١٩٦٣) الإحصاء في البحوث النفسية والتربوية والتربوية والاجتماعية . الطبعة الثالثة . القاهرة : مطبعة دار التأليف.

رم زية الغرب (١٩٧٧) التقويم والقياس النفسى والتربوى ، القاهرة : مكتبة الأنجلو المصرية.

صلاح الدين محمود علام (١٩٩٣) الأساليب الإحصائية الاستدلالية البارامترية واللابارامترية في تحليل بيانات البحوث النفسية والتربوية . القاهرة : دار الفكر العربي .

فراد البهى السيد (١٩٧٩) علم النفس الإحصائى وقياس العقل البشرى . الطبعة الثالثة ، القاهرة : دار الفكر العربي .

مــــمطفى زيدان (١٩٨٩) الإحصاء ووصف البيانات ، الطبعة الثانية . القاهرة : مطبعة خاصة.

مصطفى حسين باهى (١٩٩٩) الإحصاء التطبيقى فى مجال البحوث التربوية والنفسية والاجتماعية والرياضية القاهرة: مركز الكتاب للنشر

يحيى هامد هندام، أساسيات الإحصاء في البحوث الاجتماعية والطبية . محمد الشبراوى على القاهرة : مكتبة النصر الحديثة

محتويات الكتاب

الصفحة	الموضوع
	مقدمة
V.V.	الف مسل الأول: متغيرات ومستويات القياس
٣.	استتخدامات معاملات الارتباط
08-85	الف مل الثاني: الارتباط بين متغيرين كميين
٣٨	معامل ارتباط بيرسون
08 - 89	معامل ارتباط إيرس
77 - 00	الفصل الثالث: الارتباط بين متغيرين ترتيبين
٥٧	معامل ارتباط سبيرمان
٦٤	معامل ارتباط جاما
ه٦	معامل ارتباط كندال
41 - 77	الف صل الرابع: الارتباط بين متغيرين اسميين
7.9	معامل ارتباط كرامير
· V\	معامل ارتباط لامدا
٧٢	معامل الارتباط الرباعي
۷٩	الفصل المامس: معامل الارتباط الجرئي
λΥ	معامل الارتباط الثنائي
ΓA	معامل الارتباط للتعدد
٨٩	معامل التوافق
٩.	معامل الاقتران (الارتباط بين الصفات)
۰۰ – ۹۰	الفيصل السيادس: الانحدار
1.1	التحليل المنطقي للانحدار

محتويات الكتاب

الصفحة		الموضوع
17 1.4	الاختبارات اللامعلمية	القصصل السبايع :
1.9	اختبار مربع كا	
115	جداول التجانس	
F11 ·	جدول ۲ × ۲	•
119	اختبار الاشارة	
171	اختبار مان وتيني (يو)	
178	اختبار ولكوكسون	
177	اختبار كروسكال واليس	
147	اختبار فريدمان للربت	
١٣١		مسمسادر الكتشاب

· رقم الإيداع : بدار الكتب : ١٥١٩٢ لسنة ٢٠٠١

الترقيم الدولى: 1-1861-20-977 : I.S.B.N



۲٤۱ (أ) ش الجيش – ميدان الجيش 📆 : ۵۰ ۵۲۰ ه / القاهرة

هذا الكتاب

يعد هذا الكتاب في معاملات الارتباط والمقاييس اللمعلمية الذي يقدمه المؤلفان إلى الطلاب الدارسين لمادة الإحصاء وكذا طلاب الدراسات العليا وإلى كل المهتمين بدراسة العلاقات بين المتغيرات سواء معلمية أو لامعلمية والخاصة بجميع مستويات القياس.

وهذا السكتاب هو خلاصة اطلاع وبحث وخبرة المؤلفان في تدريس الإحصاء لمرحلتي البكالوريوس والدراسات العليا في بعض الجامعات المصرية وكذا الإشراف على وحدة الإحصاء بمركز الحاسب الآلى بجامعتى المنيا وحلوان.

وهذا الكتاب مرجع علمى لطرق استخدام معاملات الارتباط في البحوث العلمية كما يقدم طرق إحصائي ـــة أخرى لاغنى عنها في مجال الدراسة والبحث.

وهذا الكتاب يتضمن المفاهيم الأساسية لمعاملات الارتباط وأنسب أسلوب لكل نوع من البيانات المراد معالجتها وتفسيرها مع تقديم مثال تطبيقي ليكون مرشد للباحثين

وهذا الكتاب بجمع كل التطبيقات العملية المناسبة لهدف وفروض البحث لمحاولة حل هذه المشكلات البحثية.

و الله الموفق مكتبة الأنجلو المصرية