مشكلات المؤشرات الإحصائية غير المقاسة

أ. د. ابراهيم محمد العلي

أستاذ الأحصاء فى كلية الاقتصاد بجامعة تشرين

مشكلات المؤشرات الإحصائية غير المقاسة *

أ.د. ابراهيم محمد العلي

أستاذ الأحصاء فى كلية الاقتصاد بجامعة تشرين

مقدمة :

يهتم علم الإحصاء بمختلف الظواهر الطبيعية والإجتماعية والإقتصادية ، ويدرس جميع خصائصها ومميزاتها ، ويتناول مؤشراتها بالقياس والتصنيف والتحليل للوصول إلى حقائق أو نتائج معينة حول خواصها المختلفة . وتنقسم المؤشرات الإحصائية إلى نوعين أساسيين هما:

١- مؤشرات كمية : وهى المؤشرات التى تكون قابلة للقياس بواسطة وحدة قياس معينة مثل: الطول أو الوزن أو العمر .... الخ .

٢- مؤشرات نوعية (غير مقاسة) : وهى المؤشرات التى تكون غير قابلة للقياس . وذلك أما بسبب عدم وجود وحدة قياس معروفة لقياسها ، أو لتعذر إمكانية قياسها مثل : المستوى التعليمى ، مكان السكن ، الجنس – الجنسية ، اللون ، العرق ، الإنتماء ، الرأى مصادر البضائع .... الخ .

مشكلة البحث :

تكمن مشكلة البحث فى أن هناك عدة قضايا تعترض الباحثين عند التعامل مع المؤشرات الإحصائية غير المقاسة وهى :

- اختيار الاسلوب المناسب لجمع البيانات – تصميم عينة البحث وتحقق شروط العشوائية
- تصميم الإستمارة المناسبة لجمع البيانات – ثبات ومصداقية الاستمارة المستخدمة .
- تحديد الاختبار الإحصائى المناسب لمعالجة البيانات المتوفرة .
- التطبيق وتحليل النتائج .

تم إنجاز هذا البحث وفقاً لإتفاقية التعاون المشترك بين جامعتى طنطا وتشرين . والباحث يشكر مجلس كلية التجارة ويخص بالشكر أ.د / محمد ناظم حنفى عميد الكلية وأ.د / سهير فهمى حجازى رئيس قسم الاحصاء و د./ عبدالرؤوف عبدالرحمن عبدالواحد الأستاذ المساعد بالقسم على تعاونهم ومساعدتهم فى اعداد ونشر هذا البحث .

هدف البحث وأهميته :

يتناول هذا البحث مشكلات المؤشرات الإحصائية النوعية (غير المقاسة) ، وذلك بدراسة أهم القضايا التى تعترض الباحثين عند التعامل مع تلك المؤشرات ، ثم وضع دليل جدولى يتضمن مختلف الإختبارات الإحصائية اللامعلميه ليقوم بإرشاد الباحثين والإحصائين إلى الوسائل والإختبارات التى يمكن استخدامها فى كل حالة من الحالات المختلفة .

الإفتراضات البحثية :

ينطلق الباحث من أن هناك صلة وثيقة بين كل من القضايا (الواردة فى مشكلة البحث) ونوعية البيانات الإحصائية ، وبالتالى هناك تأثير واضح لتلك القضايا على النتائج التى يمكن التوصل إليها . وسنعالج ذلك من خلال العرض التالى :

أ - قضية إختيار الإسلوب المناسب لجمع البيانات النوعية :

إن تحديد الإسلوب المناسب لجمع البيانات يلعب دوراً هاماً فى عملية البحث العلمى ، وتعتمد أغلب البحوث على سحب عينة عشوائية أو أكثر من المجتمع الإحصائى المفروض، أو على إجراء عدد من التجارب على عناصرعينة عشوائية من الموضوع المدروس . ويتم جمع البيانات بأساليب عدة هى : الملاحظة أو الاستبيان أو المقابلة أو الاختبار .

ومع إن طبيعة المسألة المدروسة هى التى تحدد أسلوب جمع البيانات ، إلا إن ذلك الإسلوب يؤثر كثيراً على البيانات نفسها من حيث النوعية والعشوائية والمصداقية والثبات . فأسلوب الملاحظة مثلاً - إذا أحسن إستخدامه - قد يعطى نتائج جيدة . ولكن بعض النتائج قد تكون خادعة ومرتبطة بفهم الملاحظ وخلفيته العلمية عدا عن إن بعض تصرفات الباحث قد تثير الشكوك لدى المبحوثين فيغيرون من سلوكهم ، وهذا ما يضلل الملاحظ ويؤثر علي النتائج الإحصائية .

ب - قضية تصميم عينة البحث وتحقق شروط العشوائية :

إن جميع الإختبارات الإحصائية تشترط أن تكون عينة البحث عينة عشوائية ، وإن عدم تحقق هذا الشرط يجعل الاختبار الإحصائى ذا نتائج خادعة . كما لابد وأن تكون العينة ممثلة للمجتمع المدروس المسحوبة منه ، وذات حجم مرتبط عكسياً بدرجة

التجانس ، فالمجتمع المتجانس من حيث الخاصة المدروسة تسحب منه عينة عشوائية بسيطة ، أما المجتمع غير المتجانس فتسحب منه عينات عشوائية طبقية تتناسب أحجامها مع أحجام تلك الطبقات ...... الخ . وهنا لابد أن نشير إلى أنه يجب استبعاد العينات غير العشوائية كالعينات العمدية والحصصية والعرضية التى لا تمثل المجتمع المدروس تمثيلاً جيداً . لأن صحة البيانات وسلامة النتائج ترتبطان إرتباطاً وثيقا بنوع وعشوائية العينة المسحوبة .

- **قضية تصميم الإستمارة المناسبة لجمع البيانات .**

تعد الإستمارة الإحصائية الناقل الأولى والمسجل النهائى للبيانات المطلوبة . لذلك يراعى عند تصميمها الأمور التالية :

- تحديد نوع البيانات المطلوبة والتى تخدم أهداف البحث وتتناول مؤشرات مشكلة البحث .
- صياغة أسئلة محددة عن كل مؤشر وذلك باستخدام أسئلة مغلقة أو مفتوحه .
- اختبار الإستمارة على عينة جزئية ثم إجراء التعديلات اللازمة قبل الإنطلاق بجمع المعلومات .

- **قضية ثبات** Reliability **الاستمارة المستخدمة :**

ويقصد بالثبات الحصول على نفس النتائج (تقريباً) عند تكرار التجربة على عناصر العينة نفسها وتحت نفس الظروف . ويتم التأكد من ذلك الثبات بحساب معامل الثبات (الإرتباط الزوجى) بين نتيجتي تجربتين أو أكثر . وإن أكبر قيمة لمعامل الثبات هى الواحد الصحيح وذلك عندما يكون الثبات تاماً . ولكن من الطبيعى أن لا تكون نتيجتا التجربتين متطابقتين تماماً لأنهما تتأثران بالعديد من العوامل النفسية والجسمية والتعليمية والمكانية والزمانية ، والتى تؤثر مباشرة على النتائج وتقلل من قيمة معامل الثبات .

- **قضية مصداقية** Validity **الإستمارة المستخدمة :**

إن مسألة الثبات لإستمارة جمع البيانات أمر هام جداً ، ولكن الثبات وحده لايكفى ، لأن الإستمارة ، كأى مقياس أخر ، يمكن أن تعطينا نتائج ثابتة ولكنها غير صحيحه (منحازة فى الزيادة أو النقصان) . ولهذا كان لابد من التأكد من مصداقية الاستمارة. ويقصد بالمصداقية هو أن تعكس الاستمارة الغرض من تصميمها وتعطينا الصورة

الحقيقية لأجوبة المبحوثين . ويمكن التأكد من مصداقية الاستمارة بمقارنة معلوماتها مع معلومات إستمارة سابقة وصادقة .

وهنا لابد أن نشير إلى أن الثبات والمصداقية أمران مختلفان ، فإذا كان ثبات الإستمارة محققاً فليس من الضرورى أن تكون المصداقية محققه . ولكن العكس صحيح ، فإذا كانت المصداقية محققة فإن الثبات يكون محققا بالضرورة .

و - مشكلة تحديد الإختبار الإحصائى المناسب :

إن الإحصاء يزود الباحثين بالوسائل التى تساعدهم على معالجة البيانات الإحصائية وتحليلها لإستخلاص نتائج معينة من بيانات العينة وتعميمها على المجتمع المدروس ومن أهم هذه **الأساليب** اختبارات الفرضيات الاحصائية والتى تعتمد على عدة عناصر هى :

- الشروط الافتراضية : **وهى** شروط أولية يجب أن تتحقق فى العينة والمجتمع كالعشوائية والاستمرار .... الخ .
- **فرضية العدم Ho** .
- **الفرضية البديلة H_1**
- **الاختبار الإحصائى .**
- **التوزيع الإحتمالى للعينه .**
- **مستوى الدلالة أو المعنوية**
- **منطقتي القبول والرفض .**
- **القرار الإحصائى .**

إن إختبارات الفرضيات هى كواشف حساسه ، ليس فقط لصحه فرضية العدم، بل لتحقق الشروط المرافقة للإختبار المفروض . وكلما كانت تلك الشروط محققه كان الاختبار أكثر فاعلية وقوة . وتنقسم الإختبارات **الإحصائية** إلى نوعين هما :

- **إختبارات معلمية** Parmetric Statistics
- **إختبارات لامعلمية** Nonparametric Statistics

والإختبارات الإحصائية المعلمية تطبق على المعلومات الكمية (مثل اختباري t و F) وهى تشترط تحقق شروط معينة فى بنية المجتمع وفى بيانات العينة المسحوبة . وعلى سبيل المثال نجد أن الشروط الأفتراضية التى يجب أن تتحقق عند تطبيق الاختبار t هى (Siegel p.19) :

- الخاصة المدروسة خاضعة للتوزيع الطبيعى .
- العينات عشوائية .
- المجتمعات التى سحبت منها العينات (فى حالة أكثر من مجتمع) متجانسة .
- المتغيرات المدروسة قابلة للقياس ومستمرة .
- العلاقة بين المتوسطات تأخذ شكل تركيبات خطية .

لذلك يجب التاكد من تحقق هذه الشروط (أو مثيلاتها) فى البيانات المدروسة قبل تطبيق مؤشر الإختبار المناسب لمعالجتها وإستخلاص النتائج الممكنة منها .

وفى حالة عدم تحقق هذه الشروط أو بعضها (أو مثيلاتها فى الاختبارات المختلفة) فإنه تصعب علينا الثقة فى النتائج التى يتم التوصل إليها . إن تطبيق الإختبار الإحصائى فى الحالات التى لا تكون شروطه محققة يعتبر أمراً خطيراً ، وذلك لأن البيانات المتوفرة يمكن أن تقودنا إلى قرارخاطئ حول فرضية العدم ، وذلك ليس بفعل البيانات نفسها بل بسبب عدم تحقق أحد الشروط الافتراضية للإختبار .

أما الإختبارات اللامعلمية: فهى التى تطبق أساساً علي البيانات النوعية (غير المقاسة) (مثل اختبار X^2 أو معامل سبيرمان ...) وهى تتعامل مع التكرارات المقابلة لكل نوعية أو مع الرتب الموافقة لكل درجة.

ومن أهم مميزات الإختبارات اللامعلمية إنهما لاتشترط توفر شروط إفتراضية كثيرة فى المجتمع أو فى العينة . وإن أغلبها يكتفى بتوفر شروط ذات طبيعة بديهية مثل:

- كون العينة عشوائية أو أن المشاهدات مستقلة .
- كون المتغيرات المدروسة مستمرة (فى بعض الحالات)

كما إنها تتميز بسهولة وسرعة الحسابات ، ولايحتاج الباحثون عند تطبيقها إلى أساس رياضى كبير ، وهى تعطى نتائج سريعة ومضمونه .

إن مجالات تطبيق الإختبارات اللامعلمية لا تنحصر فى التعامل مع البيانات النوعية ، بل يمكن تطبيقها أيضاعلى البيانات الكمية ، حيث يمكننا اعتبار القيم والمجالات أشياء نوعية . ولكن لا ينصح باستبدال الاختبارات المعلمية بالاختبارات اللامعلمية وتطبيقها على البيانات الكمية إلا إذا كانت الشروط المرافقة للاختبار المعلمى غير محققة (Daniel p. 20)

ولقد شهدت الحقبة الأخيرة تطوراً كبيراً للمؤشرات الاحصائية اللامعلمية ، فظهرت المؤشرات الاختبارية التى تعالج مختلف الحالات العلمية والإقتصادية والإجتماعية ... الخ . لا بل تعددت الاشكال والصيغ التى تعالج نفس الحالات أو تطبق على بيانات نوعية متشابهة

وأن تعدد تلك المؤشرات بأنواعها وضع الباحثين أمام مشكلتين حقيقيتين هما :

- مشكلة تحديد الاختبار اللامعلمي المناسب لتطبيقه على البيانات المتوفرة .
- مشكلة التفضيل بين المؤشرات التى تنطبق على الحالة نفسها .

لمعالجة هاتين المشكلتين نحتاج إلى بعض المعايير المحددة للإعتماد عليها عند التحـ والتفضيل، وأهم هذه المعايير (أنظر Segiel P. 18-31, conover , P. 83 - 90) هى :

مقاييس البيانات Measures of data	- نوع عينة البيانات وحجمها Type of sample
شكل البيانات والهدف من الاختبار	- قوة الاختبار Power of test
الفعالية النسبية Relative Efteciончy	- عدم تحيز الاختبار Unbiasedness of test
تماسك الاختبار Consistency of test	- تحفظ الاختبار Conservation of test

وسنقوم بتوضيح تاثير كل من هذه المعايير على تحديد الاختبار المناسب فيما يلي :

١ - تاثيرمقاييس البيانات

أن نظرية القياس تتألف من مجموعة من النظريات المنفصلة التى يحتفظ كل منـ بمستوى معين من القياس ، وكل مستوى يرتبط بعدد ومن المؤشرات الإحصائية الـ تلازمه لأنها تتوافق مع طبيعته . كما إن العمليات الرياضية الممكنه فى كل مستو تتـ بمستوى القياس المفروض . وللقياس أربعة مستويات أو سلالم هى:

- السلم الإسمى Nominal Scale : وهو أضعف مستويات القياس ، ويستعمل ـ التصنيف البسيط ، حيث يتم تصنيف الموضوعات أو الاشياء أو الأفراد أو الصفات ـ الميزات ضمن فئات أسمية مرفقة بالتكرارات المقابلة لها ضمن جدول مناسب كالتصنيف حسب الجنس أ والعرق أو اللون أو الانتماء أو مكان السكن أو الولادة الخ .

وإن العملية الوحيدة المعرفه على هذا السلم هى عملية التكافؤ ضمن كل فئة . وفى ـ السلم يمكننا إجراء اختبارات حول النسب المئوية أو حول التوافق والتجانس .

– **السلم الرتبى** Ordinal Scale وهو سلم شبيه بالسلم الاسمى ولكنه يميز بين مواقع الفئات فيه ، حيث أن فئاته تكون مرتبة بين بعضها بعلاقة ترتيب مثل : أكبر أو أفضل الخ . ويندرج تحت هذا السلم تصنيف الأفراد حسب درجات تعليمهم أ وحسب رتبهم الوظيفية .... الخ . ويعرف على هذا السلم عمليتان هما التكافؤ والترتيب فقط.

وفى السلم الرتبى يمكننا أختبار فرضيات حول الوسيط أو التأكد من عشوائية البيانات وغير ذلك.

– **السلم المجالى** Interval Scale : وهو سلم كمى ، وفيه تكون نقطة الصفر إفتراضية وتكون الأبعاد بين البيانات معروفه ومقاسه بوحدة قياس محددة ومشتركة (كيفية) ، وكذلك تكون النسبة بين أى مجالين مستقلة عن وحدة القياس وعن نقطة الصفر الافتراضية . وخير مثال على ما يقاس بواسطة هذا السلم درجة الحرارة التى تقاس بواسطة مقياسين (السنتيغراد . والفهرينهايت) ولكل منهما صفر أفتراضى خاص ووحدة قياس خاصة . ولكن كلا المقياسين يعطيان نفس كمية ونوعية المعلومات عن درجة الحرارة ويرتبطان خطياً ببعضهما، وإن النسبة بين أى مجالين متقابلين مساوية لمقدار ثابت .

والعمليات المعرفه على هذا السلم تشمل مختلف العمليات الحسابية المعروفه.

– **السلم النسبى** Ratio Scale : وهو سلم كمي له نقطة صفر حقيقية تعتبر مبدأ حقيقياً للقياسات ، تنسب إليها جميع القياسات ، كالوزن والطول والعمر ... الخ . كما أن النسبة بين أية قيمتين مستقلة عن وحدة القياس ، التى تبقى وحدة كيفية .

إن الاختبارات اللامعلمية تطبق فى الغالب على البيانات المعطية بواسطة السلمين الاسمى والرتبى مع امكانية تطبيقها على بيانات السلمين المجالى والنسبي ، وذلك عندما تكون الشروط الافتراضية فيها غير محققة، أو عند مانريد أن نحصل على تصورسريع لإختبار ما .

٢ – **تأثير عنية البيانات وحجمها** : إن نوعية البيانات تتأثر كثيراً بنوع وحجم العينة التى جاءت منها ، فهناك العينة العشوائية والعينة المتعمدة . والعينات العشوائية أنوا ع البسيطه والطبقية والعنقودية والمنتظمة .. الخ . والعينات قد تكون مستقلة أو مرتبطة أو تكون مسحوبة من مجتمع واحد أو من مجتمعات مختلفة كما إن حجمها قد يكون صغيراً (أصغر من 30) أو كبيراً تنطبق عليه نظرية النهاية المركزية

وانطلاقا من ذلك قمنا بتصنيف الإختبارات الاحصائية اللامعلمية فى جداول خاصة حسب نوع العينة أو العينات المسحوبة . وميزنا بين الحالات التالية :

حالة عينة عشوائية بسيطة واحدة .
– حالة عينتين عشوائيتين مستقلتين .
– حالة K عينة عشوائية مستقلة
– حالة عينتين عشوائيتين مرتبطتين .
حالة K عينة عشوائية مرتبطة .
– حالات قياس متانة الإرتباط .

ولقد خصصنا لكل من هذه الحالات جدولاً خاصاً . ويتضمن كل من هذه الجداول عموداً لرقم الحالة وأخر لشكل البيانات وثالث لرموزها ورابع لاسم الاختبار والمراجع المأخوذ منها. وأعمدة أخرى لصيغته الرياضية ولتوزيعه الاحتمالى وقوته أما العمود الأخير فخصصناه لصيغة الاختبار فى حالة العينات الكبيرة . ويتضمن صيغة الاختبار الخاضعة للتوزيع الطبيعى المعيارى $N(0,1)$.

٣ – تأثير شكل البيانات والهدف من الاختبار :

إن بيانات العينة الواحدة أو العينات المختلفة يمكن أن تصنف فى جداول مختلفة الشكل ، وذلك حسب رغبة الباحث أو هدف الدراسة أو طبيعة المؤشر المدروس . فالبيانات قد تعرض فى جداول من الشكل 2×2 أو $2 \times k$ أو $2 \times n$ أو $c \times k$ .... الخ .

وقد تكون محتويات هذه الجداول مؤلفة من التكرارات المقابلة لحالات أو لرتب أو لقيم المؤشرات المدروسة ، وتظهر الجداول اللاحقة الحالات المختلفة حسب العينات المحسوبة.

أما بالنسبة للهدف من إجراء الإختبار فهو يشكل المفتاح الأساسي لعملية تحديد الاختبار المناسب والذى يحقق الهدف المطلوب . والهدف قد يكون التحقق من فرضية حول نسبة معينة أو حول التوافق فى جدول معين ... أو حول التناظر بالنسبة للوسيط أو حول مطابقة التوزيعين الاحتماليين ... الخ .

وإن هدف الإختبار ينبع من هدف الدراسة أ والبحث وبالتالى فإن الإختبارات التى يمكن إجراؤها تحدد من الجداول اللاحقة بحسب الأهداف المرجوة منها .

٤ – تأثير قوة الإختبار :

لمعالجة هذا الموضوع لابد من توضيح الأشكال الممكنة للقرار الإحصائى حول فرضية

العدم H_o ، والذى يأخذ أربعة أشكال حسب حقيقة H_o (صحيحه أم خاطئة) كالتالى :

نوع القرار / حقيقة Ho	قبول الفرضية Ho	رفض الفرضية Ho
Ho صحيحة	قرار صحيح وإحتماله $(1 - \alpha)$	قرار خاطئ وإحتماله α
Ho خاطئة	قرار خاطئ واحتماله B	قرار صحيح واحتمال (1-B)

وهنا نلاحظ أن الجدول يتضمن شكلين خاطئين للقرار الاحصائى هما :

رفض Ho وهى صحيحة وإحتماله يساوى α (وهو خطأ من النوع الأول)

قبول Ho وهى خاطئة وإحتمال يساوى B (وهو خطأ من النوع الثانى)

كما يتضمن شكلين صحيحين للقرار الإحصائى هما :

قبول Ho وهى صحيحة واحتماله يساوى $(1 - \alpha)$ وهو احتمال الثقة

رفض Ho وهى خاطئة وإحتماله يساوى (1- B) وهو قوة الاختبار .

ومن الطبيعى أن يسعى كل باحث إلى زيادة إحتمال أن يكون قراره الإحصائى الصحيح (إن كان قبولاً أم رفضاً) كبيراً . لذلك يحاول أن يجعل الاحتمال $(1 - \alpha)$ كبيراً ، فيقوم بوضع قيمة صغرية لـ α لاتزيد عن 0,05 . أو عن 0,10 على الأكثر . وكذلك يعمل علي جعل الأحتمال (1- B) أكبر ما يمكن ،. ولكن ليس بتحديد B كما فى الطريقة السابقة . وذلك لأن أن القوة (1- B) مرتبطة بعدة عوامل متعلقة بالاختبار نفسه وبنوعيته (ذى طرف واحد أو طرفين) وبتابع التوزيع الاحتمالى ، وبمستوى الدلالة المحدد سابقا α، وبحجم العينة n ، وبالفرق بين المتوسطين المفترضين $(M_1 - M_o)$ وكذلك بتباين المجتمع S^2 [أنظر (١) ص ١٥٢] . وإن هذ العوامل تؤثر بأشكال مختلفة على قيمة القوة (1- B) .

ولكن بصورة عامة يمكننا زيادة القوة بالعمل على عدة محاور هي :

- زيادة حجم العينة n وذلك إذا لم يكن ذلك مكلفاً .
- زيادة قيمة مستوى الدلالة ضمن الحدود التى لا تشكل تجاوزاً لإحتمال الثقة $(1-\alpha)$
- تقليل الفرق بين المتوسطين الافتراضين $(M - M_0)$

ولقد قمنا بتخصيص عمود خاص فى الجداول اللاحقة لقيمة قوة الإختبار المحسوبة والمأخوذة من المراجع المختلفة ، وتركنا المكان خالياً مقابل الاختبارات التى لم نعثر على قيمة لقوتها .

ومما يجدر التنويه إليه هنا هو أن اختبار X^2 - وهو أكثر الاختبارات استخداماً - لايتمتع بقوة عالية . فقوته غيرمعروفة فى معظم الأحيان ولا تتعدى 63% فى بعض الحالات الخاصة وعندما تكون $d.f = 1$ [Daniel p 206] . لذلك يجب توخى الحذر عند تطبيق إختبار X^2 . وخاصة عندما لا تكون الشروط الافتراضية حول الإستقلال أو الشروط الرياضية ($Ei > 5$) غير محققة فى النموذج المفروض .

٥ - الفعالية النسبية

وهى عامل آخر يساعد فى تحديد الاختبار المناسب من بين أختبارين أو أكثر ، وتعرف الفعالية النسبية للاختبار T_1 مقابل الاختبار T_2 ، الذين لهما نفس الفرضتين H_1 , H_0 ونفس مستوى الدلالة α . ونفس منطقة الرفض C ونفس القوة $(1-B)$ ، بأنها مقلوب نسبة حجمى العينتين ، أي n_2/n_1 . فإذا كانت قيمة هذه الفعالية أكبرمن الواحد يكون الاختبار T_1 أفضل من T_2 ، والعكس بالعكس .

٦ - عدم تحيز الاختبار :

وهو عامل هام فى تحديد الاختبار المناسب . ويكون الاختبار T غير متحيز إذا كان إحتمال رفض الفرضية H_0 وهى خاطئة دائما أكبر من احتمال رفض H_0 وهى صحيحة ، أى عندما تكون القوة $(1-B)$ أكبر من مستوى الدلالة .

٧ - تماسك الاختبار

وهو مفهوم يعرف على الاختبارات المتتابعة والمقابلة لجميع بدائل الفرضية البديلة H_1 . ويكون الاختبار متماسكاً إذا كانت قوته (1-B) تنتهى إلى الواحد عندما ينتهى حجم العينة n إلى اللانهاية ، وذلك من أجل كل بديل محدد وممكن للفرضية H_1 ومع الحفاظ على مستويات الدلالة لاتتجاوزعدداً موجباً ومحدداً $\propto$.

٨- تحفظ الاختبار

عندما لا نستطيع حساب مستوى الدلالة الحقيقى P لنتيجة الاختبار المفروض ، نلجأ إلى بعض الطرق التقاربية لحساب ذلك المستوى ، فنحصل من خلالها على قيمة تقاربية لمستوى الدلالة ، ولتكن *P ، ونأخذ هذه القيمة كقيمة بديلة ومعتمدة لمستوى الدلالة الحقيقى P . فإذا كانت تلك القيمة التقاربية *P أكبر من القيمة الحقيقية المجهولة P ، يكون الاختبار متحفظاً . ونقبل النتيجة بشئ من التحفظ لأن إحتمال المخاطرة من جراء إرتكاب خطأ من النوع الأول ليس كبيراً كما هو محدد فى الأصل .

وهكذا نجد أن قضية تحديد الإختبار المناسب للبيانات المتوفرة ليست عملية سهلة ، لأن تحقق جميع المعايير السابقة يعتبر أمراً فى غاية المثالية .

وفى التطبيقات العملية يمكننا إستخدام الجداول الملحقة لتحديد الاختبار المناسب ، وهذا لا يتطلب كثيرا من الجهد حيث يكفى أن نتبع الخطوات التالية :

١ - تحديد نوع العينة أو العينات المسحوبة .

٢ - تحديد هدف الإختبار وشكل البيانات المعروضة .

٢ - تطبيق أفضل الإختبارات المقابلة حسب قيمة القوة .

٤ - مقارنة النتيجة مع معامل التوزيع الإحتمالى المقابل لإتخاذ القرار المناسب .

تطبيقات مختلفة

لنفترض أن باحثاً قام بإجراء تجارب لإختبار تأثير طريقة تناول أحد الأدوية على أفراد عينتين مستقلتين من المصابين مرض معين بحجمين $n_1 = n_2 = 40$ فكانت النتائج كما يلى :

الطريقة / النتيجة	العينة I جرعة بسيطة	العينة II جرعة متوسطة	المجموع mi
شفاء تام	14	22	36
تحسن بسيط	18	16	34
وفاة	8	2	10
المجموع nj	40	40	80

المعالجة الإحصائية :

يبدو لأول وهلة أن البيانات معطية بواسطة السلم الأسمى ، ولكن بما أن حالات النتيجة وكذلك كميات الجرعة يمكن مقارنتها وترتيبها والتفضيل بينها ، فإن هذه البيانات تكون معطية بالسلم الرتبى وتأخذ شكل جدول من النوع 2 x 3 . وبما أن هدف الدراسة ينحصر فى إثبات أو نفى وجود فرق جوهرى بين نتائج العينتين لذلك نضع الفرضيات كما يلى :

فرضية العدم : لايوجد فرق جوهري بين نتائج العينتين .

الفرضية البديلة : يوجد فرق جوهرى بين نتائج العينتين .

ولنحدد مستوى الدلالة أو المعنوية بـ 0,05 = α

وبما إننا أمام عينتين مستقلتين فإن الاختبارات المناسبة لتطبيقها على هذه البيانات

واردة فى الجـدول (٢) وإن أنسبها الاختباران X^2 وكلما غوروف - سمير نوف .

وبتطبيق الحالة (٢-٢) فى ذلك الجدول نجد أن قيمة $X^2 = 5,4954$. وهى أصغر من القيمة الحرجة $X^2(2 ' 0,05) = 5,991$. لذلك نقبل فرضية العدم القائلة بعدم وجود فرق جوهري بين نتيجتي العينتين .

ولتطبيق إختبار كلما غوروف - سمير نوف نأخذ الحالة (٢-٤) ونجد إننا بحاجة إلى حساب التكرارات التجميعيه المتصاعدة $S1(x)$ ، $S2(x)$ لكلتا العينتين .

وهكذا نجد أن : $D = \text{Sup} \mid S_1(x) - S_2(x) \mid = 8/40 = 0,20$

وهى أصغر من القيمة الحرجة لـ D والمساوية $D(40 ' 0,05) = 0,21$

لذلك نقبل فرضية العدم ونقول بعدم وجود فرق جوهري بين نتيجتي العينتين .

طريقة أخرى للمعالجة : نقوم بدمج الحالتين الأخيرتين (تحسن + وفاة) فى فئة واحدة فنحصل على الجدول التالى :

	I	II	
شفاء تام لاتحسن	14 26	22 18	36 44
	40	40	80

وهو جدول جديد من النوع 2 x 2 . ويمكن معالجة معلوماته بواسطة X^2 أو بواسطة إختبار فيشر .

لتطبيق اختبار X^2 على هذه البيانات نأخذ الحالة (٢-١) فنحصل على أن $X^2=3,23$ وإن هذه القيمة أصغر من القيمة الحرجة $X^2(1' 0,05) = 3,841$.

لذلك نقبل أيضافرضية العدم التى تنص على عدم وجود فرق جوهرى بين نتيجتي العينتين .

ولتطبيق اختيار فيشر نأخذ الحالة المقابلة (٢-١) ونطبق الصيغة المقابلة للعينات الكبيرة

فنجد $Z = 1,798$ وهى أصغر من القيمة الحرجة $Z_{0.975} = 1,96$ لذلك نقبل فرضية العدم كما هو الحال فى الحالات السابقة .

وهكذا نجد أن جميع الاختبارات أدت إلى نفس النتيجة ، وأكدت على عدم وجود فرق جوهري بين نتيجتى العينتين .

متابعة التجارب : نفترض أن الباحث قام بمتابعة التجارب وأجرى تجربة أخرى على عينة عشوائية من 40 فرداً آخرين ، وذلك بإعطائهم جرعة كبيرة من الدواء ، فحصل على نتائج جديدة وجيدة . وللإستفادة من جميع التجارب وضع النتائج فى جدول (3x3)كالتالى :

الطريقة / النتيجة	العينة I جرعة بسيطة	العينة II جرعة متوسطة	العينة III جرعة كبيرة	المجموع mi
شفاء تام	14	22	32	68
تحسن بسيط	18	16	8	42
وفاة	8	2	0	10
المجموع nj	40	40	40	120

ولدراسة التوافق (أو الاختلاف) بين نتائج هذه العينات نجد من الجدول (٣) أنه يمكنناتطبيق إختبار X^2 أو اختبار كولباك Kullbak كما يمكننا دراسة تناظر التكرارات حول القطر الرئيسيى .

فلتطبيق اختبار X^2 نأخذ الحالة (٣-١) ونقوم بدمج الفئتين الأخيرتين ضمن فئة واحدة (لأن التكرارات المتوقعة للفئة الأخيرة أصغر من 5) . وبالتالى فإننا نحصل على قيمة $X^2 = 16,56$ وهى أكبر من القيمة الحرجة $X^2 (2 ' 0,05) = 5,991$.

ولهذا نرفض فرضية العدم . ونقبل بوجود فروق جوهرية بين نتائج العينات الثلاثة وهذا يعنى من جهة أخرى أن هناك علاقة طردية بين زيادة كمية الجرعة وتجاوب المريض معها . ولقياس متانة هذه العلاقة نحسب معامل التوافق R_2 من الحالة (٦ - ١) لبيروسون فنجد أن : $R_2 = 0.348$. وبما أن معامل التوافق لايتجاوز المقدار 0,707 عندما c = 2 ، فإن النسبة المئوية لمعامل التوافق تساوى :

$$C = (0,348 / 0,707) * 100 = 49,2 \%$$

ويمكننا أن ندرس التوافق بين كل عينتين على حدة لتحديد الفروق الجوهرية بينها . فإذا أخذنا العينتين III, II (بعد دمج الحالتين الأخيرتين) وطبقنا عليهما إختبار X^2 الوارد فى (٢-١) نجد أن $X^2 = 5,698$ وهى قيمة أكبر من القيمة الحرجة $X^2 (1' 0,05) = 3,841$. لذلك نرفض فرضية العدم ونعترف بوجود فرق جوهرى بين نتائج هاتين العينتين .

ولتطبيق إختبار كولباك . نأخذ الجدول الأساسي للعينات الثلاثة (لأنه لايشترط أية شروط على التكرارات) ونطبق عليه العلاقة الواردة فى الحالة (٣-١) فنجد أن $2 I = 23,596$ وهى قيمة أكبر من القيمة الحرجة $9,488 = (0,05 ' 4) X^2$.

ولهذا نرفض أيضا فرضية العدم ونقر بوجود فروقات جوهرية بين التجارب الثلاثة

ولتطبيق إختبار التناظر حول القطر الرئيسى : نقوم أولا بتحديد القطر الرئيسى (ذى المجموع الأكبر) وهو هنا القطر النازل من اليمين إلى اليسار . وبتطبيق العلاقة الواردة فى الحالة (٣-١) نجد أن قيمة $X^2 = 26,953$ وهى قيمة أكبر من القيمة الحرجة $7,815 = (0,05 ' 3) X^2$. لذلك نرفض أيضا فرضية العدم والقائلة بتناظر التكرارات حول القطر الرئيسى المذكور .

جدول (١): الاختبارات اللامعلمية لبيانات عينة واحدة بحجم n

رقم الحالة	شكل وسلم البيانات	رموز البيانات	هدف الاختبار وفرضية العدم	اسم الاختبار (رقم المرجع / الصفحه)	الصيغة الرياضية للاختبار	التوزيع الاحتمالي	قوة الاختبار	صيغة الاختبار للعينات الكبيرة الخاضعة N(0,1)
١-١	جدول 1 x 2 اسمى	A B x y n تكرارات	تقدير النسبة P =x/n Ho : P = Po	Binomial (2/96, 3/56, 5/15 8/36)	$\sum_{i=0}^{x} \binom{N}{i} P^i Q^{N-i}$	B(n,p,∝)	%95	$Z = \frac{x - NP}{\sqrt{NPQ}}$
٢-١	جدول 2 x 2 اسمى	Yes No Yes: A B No: C D تكرارات	تقدير التوافق بين التكرارات Ho : Pa = Pb	X^2 -Test (2/144, 3/189)	$\hat{\chi}^2 = \frac{n(ad-bc)^2}{(a+b)(c+d)(a+c)(b+d)}$	X^2		
٣-١	جدول 1 x k رتبي	X1 X2 X3 .. Xk n1 n2 n3 ...nk	المطابقة مع توزيع منقطع Ho : $P1=\pi_1, P2=\pi_2$ $P3 = \pi_3$, $Pk = \pi_k$	X^2 -Test (2/190, 3/306,8/42)	$x^2 = \sum_{i=1}^{k} \frac{(n_i - E_i)^2}{E_i}$ $E_i = n\pi_i$	X^2		
			المطابقة مع توزيع مستمر أو منقطع Fo (x) تابع التوزيع Ho: Fo(x) حيث $S(x)= \sum nj/n$	Kalmogorov + Smirnov (2/340, 3/319, 8/47)	D = Sup I Fo (X) -S(X) I	جدول D	%95	
			المطابقة مع التوزيع المعيارى نجرى التحويل Zi = (xi- x) /S ثم نطابق مع N (0 1)	Lilliefors (2/357, 3/326)	D= Sup I N (z) - S (z) I	جدول D	%95	

تابع جدول (١):الاختبارات اللامعلمية لبيانات عينة واحدة بحجم n

رقم الحالة	شكل وسلم البيانات	رموز البيانات	هدف الإختبار وفرضية العدم	اسم الإختبار [رقم المرجع / الصفحة]	الصيغة الرياضية للاختبار	التوزيع الاحتمالى	قوة الإختبار	صيغة الإختبار للعينات الكبيرة والخاضعة N (0,1)
٤ - 1	جدول 1 x n مجالى	$X_1 X_2 X_3 .. X_n$ نجرى التحويل $Zi = Xi - Me$	التناظر حول الوسيط M $H0 : P(X < M) = P(X > M) = 1/2$	Sign الاشارة [2/122 , 3/33 , 3/39 9/528]	$B^+ =$ عدد Z_i الموجبة	$B(n, 1/2, \alpha)$	% 63	$z = \frac{(B^+ + 0.5) - 0.5n}{0.5\sqrt{n}}$
		$X_1 X_2 X_3 .. X_n$ نجرى التحويل $Xi - M$ ونحسب الاشارات + - - + - - - + - -	عشوائية التعاقب $H0$: لا يوجد عشوائية التناظر حول وسيط فرضى $Ho : M = M0$	Runs التعاقب [3/63 , 8/53 , 9/549]	$r =$ عدد مرات التعاقب n_1 عدد الاشارات الموجبة n2 عدد الاشارات السالبة	جدول r		$z = \frac{r - \{[(2n_1n_2)/(n_1+n_2)] + 1\}}{\sqrt{\frac{2n_1n_2(2n_1n_2 - n_1 - n_2)}{(n_1+n_2)^2(n_1+n_2-1)}}}$
		$X_1 X_2 .. X_c .. X_n$ نجرى التحويل $Zi = Xc+i - Xi$	الكشف عن الاتجاه العام $H0 : Z^+ = Z^-$	Cox - Stuart [2/132,3/69 , 10/355]	$B^+ =$ عدد Z_i الموجبة	$B(n, 1/2, \alpha)$	% 79	$z = \frac{\lvert B - n/6 \rvert}{\sqrt{n/12}}$
٥ - 1	جدول 2 x n مجالى	$X_1 X_2 X_3 .. X_n$ $Y_1 Y_2 Y_3 .. Y_n$	مقارنة مؤشرين فى العينة نجرى التحويل $Z_i = X_i - Y_i = \emptyset + e_i$ $H_0 : \emptyset = 0$	Fisher [5/39]	$B^+ =$ عدد Z_i الموجبة	$B(n, 1/2, \alpha)$		$z = \frac{(B^+ + 0.5) - 0.5n}{0.5\sqrt{n}}$
				Wilcoxon [2/280 , 3/38 , 5/27]	$T^+ = \sum R_i$ R_i هى رتب $\lvert Z_i \rvert$ الموجبة	جدول T	% 95.5	$Z = \frac{T - n(n+1)/4}{\sqrt{n(n+1)(2n+1)/24}}$

جدول (آ) : الاختبارات اللامعلمية لبيانات عينتين عشوائيتين مستقلتين

رقم الحالة	شكل وسلم البيانات	رموز البيانات	هدف الاختبار وفرضية العدم	اسم الاختبار (رقم المرجع / الصفحه)	الصيغة الرياضية للاختبار	التوزيع الاحتمالي	قوة الاختبار	صيغة الاختبار للعينات الكبيرة الخاضعة N(0,1)
٢-١	جدول 2 x 2 أسمى أو رتبى	عينة I II / أكبر a b r_1 / أصغر c d r_2 / c_1 c_2 N	توافق المجتمعين Ho : Pa = Pb	X^2 (2/144 , 3/185)	$\hat{\chi}^2 = \frac{N(ad-bc)^2}{r_1 r_2 c_1 c_2}$	X^2_1	%63	$\frac{(A/n_1)-(B/n_2)}{\sqrt{\hat{p}(1-\hat{p})(1/n_1+1/n_2)}}$ $\hat{p} = (A+B)/N$
			تساوي الوسيطين H0 : M1 = M2	Median (3/84 , 8/111)	//	//		
		+ b a +b / - c +b / n1 n2 n	مقارنة الحدود الدنيا لكل خلية H0 = b ≤ b0	Fisher (2/162, 3/120 , 8/96)	عدد التكرارات b	جدول فيشر الدقيق	%90	$\frac{(A/n_1)-(B/n_2)}{\sqrt{\hat{p}(1-\hat{p})(1/n_1+1/n_2)}}$ $\hat{p} = (A+B)/N$
٢-٢	جدول c x 2 اسمى	I II / A1 n11 n12 m_1 / A2 n21 n22 m2 / ...... / Ac nc1 nc2 mc / n1 n2 n	توافق المجتمعين H0 : P1j = P2j	X^2 (2/144, 3/181, 8/101)	$X^2 = \sum_{i=1}^{c}\sum_{j=1}^{2}\left[\frac{(n_{ij}-E_{ij})^2}{E_{ij}}\right]$ $E_{ij} = m_i n_j / n$	X^2_{c-1}		
٢-٣	جدول c x 2 رتبى على الأقل	I II / X1 Y1 / X2 Y2 / X3 Y2 / ..... / ..... / Xn1 Yn2	العينتان من نفس المجتمع يتم دمج العينتين ثم ترتيبهما R1 مجموع [illegible] العينة الأولى H0 : R [illegible]	Mann- Whitney (2/216 , 3/90 , 8/116, 10/270)	$U = n_1 n_2 + \frac{n_1(n_1+1)}{2} - R_1$ $U' = n_1 n_2 - U'$	جدول U الخاص	%95.5	$\frac{U - \frac{n_1 n_2}{2}}{\sqrt{\frac{(n_1)(n_2)(n_1+n_2+1)}{12}}}$
			[illegible] نفس المجتمع [illegible] بعد الدمج	Hollonder (3/116 , 5/167)	$G = \sum_{i=1}^{n_1} (r_i - \bar{r})^2$ $\bar{r} = \frac{\sum r_i}{n_1}$	جدول G		

تابع جدول (٢) : الاختبارات اللامعلمية لبيانات عينتين عشوائيتين مستقلتين

رقم الحالة	شكل وسلم البيانات	رموز البيانات	هدف الإختبار وفرضية العدم	اسم الاختبار (رقم المرجع / الصفحه)	الصيغة الرياضية للاختبار	التوزيع الاحتمالي	قوة الاختبار	صيغة الاختبار للعينات الكبيرة الخاضعة N(0,1)
٢ - ٤	جدول 2 x c رتبى على الأقل	X1 X2 .. X c n1 n2 .. nc Y1 Y2 Yc m1 m2 mc	للمجتمعين نفس التوزيع S1(x) تابع التوزيع الأول S2( ) تابع التوزيع الثانى	Kolmogorov-Smirnov (3/330 , 8/127 , 10/268)	$D = Max \mid S_1(x) - S_2(x) \mid$	D جدول	% 96	
		X1 X2 .. Xn Y1 Y2 .. Y_{n_2}	العينتان من مجتمعين متشابهين. يتم ترتيب العينتين بعد دمجهما ثم حساب عدد مرات التعاقب	Wald - Wolfwitz (3/113 , 8/136)	R = عدد مرات التعاقب بعد الدمج	R جدول		$z = \frac{r - \{[(2n_1 n_2)/(n_1 + n_2)] + 1\}}{\sqrt{\frac{2n_1 n_2(2n_1 n_2 - n_1 - n_2)}{(n_1 + n_2)^2(n_1 + n_2 - 1)}}}$
			تساوى التباينين فى المجتمعين $H0 : \sigma_1^2 = \sigma_2^2$ يتم دمج العينتين ثم ترتيبهما بطريقة تقابلية 1 3 5 ....4 2	Ansari - Bradly (3/103 , 5/83)	$T = \sum R_i$ حيث Ri رتب عناصر X	T جدول	% 61	$\frac{T - [n_1(n_1 + n_2 + 2)/4]}{\sqrt{n_1 n_2(n_1 + n_2 + 2)(n_1 + n_2 - 2)/[48(n_1 + n_2 - 1)]}}$
			تساوى التباينين فى المجتمعين يتم تشكيل عينات جزئية منهما وحساب مربعات كل عينة ثم ترتيبهما بعد الدمج	Moses (3/107 . 5/93)	$T = S - m(m + 1) / 2$ S مجموع رتب مربعات عينات X	جدول مان ويتنى	% 50	
			العينتان [illegible] نفس المجتمع يتم ترتيبهما بعد الدمج [illegible] التقابلية 2 4 5 ... 3 1	Siagle Tukey (10/264)	$\hat{z} = \frac{2R_1 - n_1(n_1 + n_2 + 1) + 1}{\sqrt{n_2(n_1 + n_2 + 1)(n_1/3)}}$ المجموع الأصغر لرتب أحدى العينتين ΣRi	جدول N(0,1)		$\hat{z} + \left(\frac{1}{10n_1} - \frac{1}{10n_2}\right)(\hat{z}^3 - 3\hat{z})$

جدول (٣) : الاختبارات اللامعلمية لبيانات K عينة عشوائية مستقلة

رقم الحالة	شكل وسلم البيانات	رموز البيانات	هدف الإختبار وفرضية العدم	اسم الاختبار (رقم المرجع / الصفحه)	الصيغة الرياضية للاختبار	التوزيع الاحتمالي	قوة الاختبار	صيغة الاختبار للعينات الكبيرة الخاضعة N(0,1)
٢-١	جدول c x k اسمى	1 2 ... k A1 n11 n13..n1k A2 n21 n22 ..n2k .... Ac nc1 nc2 .. nck n1 n2 .. nk	دراسة التناسب والتوافق Ho : Pi1 = Pi2 = Pik	X^2 (2/153, 8/175,10/433)	$X^2 = \sum_{i=1}^{c}\sum_{j=1}^{k} \frac{(n_{ij} - E_{ij})^2}{E_{ij}}$	X^2 (c-1)(k-1)		
			دراسة الاستقلال/التجانس Ho = العينات مستقلة	Kullbak (10/444)	$2\hat{I} = \left(\sum_{i=1}^{r}\sum_{j=1}^{c} 2n_{ij}\ln n_{ij} + 2n\ln n\right) - \left(\sum_{i=1}^{r} 2n_{i.}\ln n_{i.} + \sum_{j=1}^{c} 2n_{.j}\ln n_{.j}\right)$			
			دراسة التناظر حول القطر الرئيسي H0 = متناظرة	X^2 (10/443)	$\chi^2 = \sum_{j=1}^{r-1}\sum_{i>j} \frac{(n_{ij} - n_{ji})^2}{n_{ij} + n_{ji}}$	X^2 c(c -1)		
	جدول 2 x k اسمى	1 2 .. k A1 n11 n13..n1k A2 n21 n22 ..n2k n1 n2 .. 2k	دراسة تساوى الوسطاء H0: M1=M2 = ... = Mk دراسة الفرق Xi- Mi	X^2 (2/171 , 3/271, 8/180)	$X^2 = \sum_{i=1}\sum_{j=1}\left[\frac{(n_{ij} - E_{ij})^2}{E_{ij}}\right]$	X^2 (k -1)		
	جدول c x k رتبى على الاقل	1 2 ... k A1 r11 r13..r1k A2 r21 r22 ..r2k ...... Ac rc1 rc2 .. rck R1 R2.. Rk	تطابق التوزيعات فى المجتمعات Rj مجموع رتب العينة j	Kruskal Wallis (2/229,3/226, 5/115, 8/184 , 10/281)	$\frac{12}{N(N+1)}\sum_{i=1}^{k}\frac{R_i^2}{n_i} - 3(N+1)$	X^2 (k -1)	%95,5	
			...وى المتوسطات H0= m1=m = mk	Page (5/147)	$L = \sum_{j=1}^{k} J\, Rj$	جدول L		$\frac{L - [bk \ldots]}{\sqrt{b(k^3 - k)^2 / 144(k - 1)}}$

جدول (٤): الإختبارات اللامعلمية لعينتين مرتبطين بحجمين n_1 , n_2

رقم الحالة	شكل وسلم البيانات	رموز البيانات	هدف الإختبار وفرضية العدم	اسم الاختبار (رقم المرجع / الصفحه)	الصيغة الرياضية للاختبار	التوزيع الاحتمالي	قوة الاختبار	صيغة الاختبار للعينات الكبيرة الخاضعة N(0,1)
٤-١	جدول 2 x 2 أسمى	$\begin{array}{c|cc|} \text{عينة} & I & II \\ \hline \text{أكبر} & a & b \\ \text{أصغر} & c & d \\ \hline & n_1 & n_2 \end{array}$ n	دراسة التناسب والتوافق Ho : Pb = Pc	McNEMAR (3/163 , 8/63, 10/338) X^2 (10/323)	$x^2 = \frac{(\lvert A - D \rvert - 1)^2}{A + D}$ $\hat{\chi}^2 = \frac{n\left(\lvert ad - bc \rvert - \frac{n}{2}\right)^2}{(a+b)(c+d)(a+c)(b+d)}$	X^2_1		$z = \frac{B - C}{\sqrt{B + C}}$
٤-٢	جدول 2 x n رتبي على الأقل	$\begin{array}{lll} X1 & X2 & Xn_1 \\ Y1 & Y2 & Yn_2 \end{array}$	تساوى الوسيطين H0: M1=M2	Sign (8/68)	B عدد الإشارات I Di I الموجبة	B(n, 1/2)	%63	$z = \frac{(B \pm 0.5) - 0.5n}{0.5\sqrt{n}}$
			Xi- Yi دراسة الفرق	Wilcoxon (3/150)	عدد الرتب الموجبة لـ I Di I	جدول T	%95,5	$\frac{T - n(n+1)/4}{\sqrt{n(n+1)(2n+1)/24}}$
			تساوي الوسيطين يتم ترتيب Di جبريا Di = Xi - Yi $d_1 \le d_2 \le d_3 \dots \le d_n$	Walsh (8/83)	$H = Min\left(\frac{d_1 + d_n}{2}, \frac{d_2 + d_{n-1}}{2}\right)$	جدول H	%95	
			دراسة العشوائية يتم دمج العينتين ثم ترتيبهما Rj هي رتب عناصر Y	Wilcoxon (5/88, 8/75, 9/546)	$W = \sum Rj$	جدول W		$\frac{W - [n(m+n+1)/2]}{[mn(m+n+1)/12]^{1/2}}$

جدول (٥): الاختبارات اللامعلمية لـ K عينة مرتبطة

رقم الحالة	شكل وسلم البيانات	رموز البيانات	هدف الإختبار وفرضية العدم	اسم الاختبار (رقم المرجع / الصفحه)	الصيغة الرياضية للاختبار	التوزيع الاحتمالي	قوة الاختبار	صيغة الاختبار للعينات الكبيرة الخاضعة N(0,1)
٥ – ١	جدول c x k رتبي	1 2 ... k A1 r11 r13..r1k A2 r21 r22 ..r2k ...... Ac rc1 rc2 .. rck R1 R2.. Rk يتم ترتيب عناصر كل عينة على حدة . Rj مجموع رتب العينة j	تساوى الوسطاء H0 : M1 = M2 = Mk	Friedman (2/299 , 3/262 , 5/139 , 8/168)	$\frac{12}{rk(k+1)}\sum_{j=1}^{k} R_j^2 - 3c(k+1)$	$X^2_{(k-1)}$		
			تساوى الوسطاء عندما H1: M1 ≤ M2 ≤ Mk	Page (3/279, 5/147)	$L = \sum JRj$	جدول L		$\frac{L - [bk(k+1)^2/4]}{\sqrt{b(k^3-k)^2/144(k-1)}}$
			تساوى الرتب فى العينات $Sij = Qi\,(rij - \frac{c+1}{2})$ $Q_i = \max_j\{X_{ij}\} - \min_j\{X_{ij}\}$	Quade Test (2/295)	$F = \frac{(c-1)B_1}{A_1 - B_1}$ $A_1 = \sum_{i=1}^{b}\sum_{j=1}^{k} S_{ij}^2$ $S_j = \sum_{i=1}^{b} S_{ij}$ $B_1 = \frac{1}{b}\sum_{j=1}^{k} S_j^2$	F (c-1), (c-1)(k-1)		
			تساوى تأثير العينات k عدد العينات r عدد المشاهدات t عدد الأفراد فى العينة	Durbin (2/310 , 3/284)	$T = \frac{12(t-1)}{rt(k-1)(k+1)}\sum_{j=1}^{t} R_j^2 - \frac{3r(t-1)(k+1)}{k-1}$	$X^2_{(t-1)}$		
٥ – ٢	جدول c x k	1 2 3 . . k 1 1 0 1 1 R1 2 0 1 0 1 R2 : c 1 0 0 1 Rc C1 C2 Ck N	تساوى تأثير العينات يتم اعتبار النجاح مساويا لـ1 والفشل لـ0 H0 : يتساوى التأثير	Cochran (2/199, 3/290 , 8/161)	$\frac{c(c-1)\sum_{j=1}^{c} C_j^2 - (c-1)N^2}{cN - \sum_{i=1}^{r} R_i^2}$	$X^2_{(k-1)}$		

جدول (٦) الاختبارات اللامعلمية لقياس متانة الارتباط

رقم الحالة	شكل وسلم البيانات	رموز البيانات	هدف الإختبار وفرضية العدم	اسم الاختبار (رقم المرجع / الصفحه)	الصيغة الرياضية للاختبار	التوزيع الاحتمالي	قوة الاختبار	صيغة الاختبار للعينات الكبيرة الخاضعة N(0,1)
٦-١	جدول c x k أسمى	1 2 ... k A1 | n11 n13..n1k A2 | n21 n22 ..n2k ..|................ ..|................ Ac | nc1 nc2 .. nck n1 n2 .. nk R_1 R_2.. R_k	دراسة متانة التوافق بعد حساب X^2 كالعادة نقوم بإيجاد أحد المعاملات التالية	Cramer (2/181 , 3/403) Pearson (2/182 , 8/196) Tschupraw (2/185) Yulle (3/401)	$R_1 = \sqrt{\frac{X^2}{n(t-1)}}$ $R_2 = \sqrt{\frac{x^2}{N + x^2}}$ $R_4 = \sqrt{\frac{X^2}{N\sqrt{(r-1)(c-1)}}}$ $R_3 = \frac{X^2}{N}$	جدول خاص		
			قياس التوافق بين مؤشرين حيث Rj مجموع رتب عناصر الموضوع j	Kerdall's W (3/386 , 8/229)	$W = \frac{12\Sigma_{j=1}^{k} R_j^2 - 3c^2k(k+1)^2}{c^2k(k^2-1)}$	$X^2_{(c-1)(k-1)}$		$x^2 = k(N-1)W$
٦-٢	جدول 2 x n رتبي على الأقل	X1 X2 ....Xn Y1 Y2 .... Yn	دراسة الارتباط بين الرتب X رتب R(Xi) Y رتب R(Yi) di = R(Xi)-R(Yi)	Spearman (2/251, 3/358,6/8 + 8/202)	$r_s = 1 - \frac{6\Sigma d_i^2}{n(n^2-1)}$	جدول خاص	%91	$t = r_s\sqrt{\frac{N-2}{1-r_s^2}}$
			[illegible]ث أن P عدد الأزواج (Xi > Xj, Yi >Y[illegible] [illegible] Q عدد الأزواج (Xi< Xj, Yi <[illegible]	Kendall's T (2/256 , 3/365 , 8/213, 5/194 , 6/4)	$\tau = \frac{P-Q}{n(n-1)/2}$	جدول خاص	[illegible]	$z = \frac{\tau}{\sqrt{\frac{2(2N+5)}{9N(N-1)}}}$

تابع جدول (٦) الاختبارات اللامعلمية لقياس متانة الارتباط

رقم الحالة	شكل وسلم البيانات	رموز البيانات	هدف الإختبار وفرضية العدم	اسم الاختبار (رقم المرجع / الصفحه)	الصيغة الرياضية للاختبار	التوزيع الاحتمالي	قوة الاختبار	صيغة الاختبار للعينات الكبيرة الخاضعة N(0,1)
٦-٣	جدول 3 x n رتبي على الاقل	X1 X2.....Xn Y1 Y2 .....Yn Z1 Z2 .... Zn	قياس الارتباط الرتبي الجزئي Ho : لايوجد ارتباط	Kendall's Port. coeff. (2/266, 3/395,8/226)	$\hat{\tau}_{xy.z} = \dfrac{\hat{\tau}_{xy} - \hat{\tau}_{xz}\hat{\tau}_{yz}}{\sqrt{(1-\hat{\tau}^2_{xz})(1-\hat{\tau}^2_{yz})}}$	جدول خاص		
٦-٤	جدول 2 x n	X: X1 X2.. Xn A: 1 0 1 1...1	قياس العلاقة بين X المقاس ومتحول اخر ثنائي A $X1 = \sum Xi / n1$ عندما $Ai = 1$ $X0 = \sum Xi / n0$ عندما $Ai = 0$ n0 عدد الاصفار n1 عدد الواحد	Point Biserial (3/409)	$r_{pb} = \sqrt{\dfrac{n_1 n_0}{n}}\left(\dfrac{\bar{x}_1 - \bar{x}_0}{\sqrt{\Sigma(x-\bar{x})^2}}\right)$ $n = n1 + n0$	جدول خاص		
٦-٥	جدول 2 x 2	$\begin{array}{c\|cc} & + & - \\ \hline + & a & b \\ - & c & d \end{array}$	قياس معامل الاقتران بين ظاهرتين ثنائيتين	Yell - Kendall (3/402)	$Q = \dfrac{ad - bc}{ad + bc}$	جدول خاص		

المراجع العلمية :

١ – د. ابراهيم محمد العلي ، د. أمل كابوس – الاحصاء الرياضي – جامعة حلب ، ١٩٨٥ .

2 - Conover , W. J. Practical Nonparametric statistics (2ed) John wiley New York 1971 .

3 - Daniel , W. w. Applied Nonparmetric statistics , (2ed). pws - kent Publ company Boston , 1990 .

4 - Haberman ,SH. J. Analysis of Quolitative Data , (VI) , Academic press New York 1978 .

5 - HOllander , M. Wolfe D. Nonparametric statistical Methods . John Wiley New York 1973 .

6 - Kendall , M. Rank Correlation Methods (4ed) Charles Griffin & com. LTD London , 1975 .

7 - Lapin , L.L. Statistics for Modern Business Decisions , Harcourt Brace Jovan , Icc. New York 1986 .

8- Siegel, S. Nonparametric statistics for teh Behavioral sciences . McGraw - Hill Book Co. New York, 1956 .

9 - Tanis E. Statistics II : Esimation and Tests of hypotheses HBS san Diegu , 1987 .

10- Sachs L. Statistische Auswertungs Methoden springer verlag, Berlin , 1972 , (Rus , ed.) .

PROBLEMS OF STATISTICAL CATEGORICAL DATA

Dr.Prof . IBRAHIM AL ALI

Tishreen University - Faculty of Economics

ABSTRACT

This paper presents some of the problems that researchers have to consider before deciding on which statistical data analysis method to use . Of these problems , the sample design , data collection forms and procedures , the reliability and validitity of data collection instrument ,and deciding on the proper statistical test to use . The paper gives the assumptions underlyig some of the parametric tests , and how results of such tests are not satisfied .

The main concern of this paper is to give an overview of the available nonparametric methods , especially those used for categorical data analysts . The paper is considered a guide for statistician analysts to choose from , those tests which fit their purposes and the type of data they are handling . Non parametric tests are presented in six major tables that cover the available tests for one , two and K independent random samples , and also for two and more than two related samples . For each test : the purpose , null and alternative hypothesis , mathematical formula , and the probability and limiting distributions are given . Two applications are also presented based on hypothetical data