علم النفس الإحصائي

تطبيقي

الفرقة الأولى قسم علم النفس

إعداد

أ.د/ سمير خطاب

د/ حسين أبو المجد

٢٠٢٢م

فهرس الموضوعات

الفصل الأول

الأساليب الإحصائية المعلمية

الفصل الأول

الأساليب الإحصائية المعلمية (البارامترية)

للأساليب الإحصائية نمطان أساسيان هما النمط المعلمى parametric والـنمط اللامعلمــى nonparametric . ويتطلــب الـنمط المعلمــى عـددا مـن الخصائص ينبغي توافرها حتى يمكن استخدام الأساليب المعلميـة (سـوف نسـتعرض من هذه الخصائص بعد قليل).

أمـا الأسـاليب اللامعلميـة فـلا تتطلـب شـروطا معينـة لاسـتخدامها . ومـن الأساليب المعلميـة نـذكر: المتوسط، معامـل ارتبـاط بيرسـون، اختبـار "ت" وتحليـل التباين (الذي سيرد ذكره) .

أمــا الأســاليب الإحصــائية اللامعلميــة، فمنهــا: الوسـيط، معامــل ارتبــاط الرتــب (لسـبيرمان)، مربـع كـاى، اختبـار فريمـان، واختبـار مـان_ ويتنـى (وسوف نتعرض لعدد مـن هـذه الأسـاليب) وفـى هـذا سنتناول مسـألتين أساسـيتين همـا: متطلبـات الأساليب المعلمية والطريقة العامة المستخدمة فى هذه الأساليب.

أولًا: متطلبات الأساليب المعلمية

تتمثل أهم الأساليب المعلمية فى ثـلاث نقـاط رئيسية هـي: خصـائص التبـاين ومستويات القياس واعتدالية التوزيع.

١-١- خصائص التباين

فى الأساليب الإحصائية المعلمية، يفضل حساب خصائص التبـاين الكلـى فـى الدرجات، الذي يرجع عاملين: المتغيرات المستقلة التي يعالجها الباحث والمتغيرات

الدخلية التي تؤثر على أداء المبحوثين، مما ينعكس على الدرجات التي يحصلون عليها. وفكرة إن التباين الكلى يمكن أن يتوزع بين مصادر مختلفة هي أمر مركزي عند استخدام الأساليب البارامترية .

فالأمر يكون سهلا للغاية للباحثين فى مجال علم النفس إذا تم عزو التباين الكلى فى الدرجات إلى الفروق بين الظروف التجريبية المختلفة كما يتنبأ بذلك الفرض التجريبي. ولكن لسوء الحظ، يتشكل السلوك الانسانى بالعديد من المتغيرات كثير منها يظل دائما مجهولا . فإذا مصادر التباين المجهولة هذه كبيرة، فإنها قد "تخفى" معها اى فروق يمكن التنبؤ بها فى الدرجات .

ومن البديهي أن يامل الباحث فى أن توجد نسبة كبيرة من التباين الكلى فى الدرجات راجعة إلى المتغيرات المستقلة التي يعالجها، بينما تكون نسبة التباين الراجعة إلى المتغيرات الدخيلة صغيرة نسبيا .

ويمكن التعبير عن هذه النسب بالمعادلة التالية :

$$\frac{\text{التباين المتوقع الناتج عن المتغيرات المستقلة}}{\text{التباين الكلي الذي تسهم فيه كل المتغيرات}}$$

وكلما كانت النسبة التي نحصل عليها من المعادلة عالية، كلما دل على إسهام اكبر للمتغيرات المستقلة فى التباين الكلى، وإذا كانت النسبة صغيرة دل ذلك على إسهام اكبر للمتغيرات المجهولة فى التباين الكلى. وما نحتاج معرفته هو مقدار النسبة التي نحصل عليها الخاصة بالتباين المتوقع للمتغيرات المستقلة الذي يجب أن تكون عليه حتى يمكننا القول بأن النتائج دالة، بدلا من أن تكون

ناتجة عن التباين المجهول الذي لا يمكن التنبؤ به حسب ما يقوله الفرض الصفري.

تعطينا الجداول الإحصائية الخاصة بالأساليب المعلمية احتمالات الحصول على نسبة عالية من التباين المتوقع الراجع للمتغيرات المستقلة بالمقارنة مع مقدار التباين المجهول .

فإذا كانت نسبة التباين المتوقع عالية، فمن المرجح أن تكون الفروق المتوقعة دالة. وهناك طريقة أخرى للتعبير عن هذا هي إذا كانت النسبة المئوية للتباين المجهول صغير (أقل من ٥% أو ١% أحيانا) ، فإننا الفرض الصفري ومن ثم يمكن تفسير النتائج على أنها تؤيد تنبؤات الفرض التجريبي .

تقوم الأساليب المعلمية على القدرة على حساب المقدار الدقيق للتباين فى درجات المبحوثين . ومصطلح الذي يستخدم فى الاختبارات المعلمية هو <u>التباين variance</u>.

ويمثل التباين التقديرات المحسوبة لصور التباين (التباين الراجع للمتغيرات المستقلة وذلك الراجع لمتغيرات مجهولة).

ولإجراء الحسابات الرياضية الدقيقة الضرورية لحساب التباين، يجب أن تكون الدرجات الخاصة ببيانات التجربة أو البحث فى شكل يتواءم مع دالات functions رياضية معينة .وتعرف هذه الدالات باسم <u>المعلمات</u> parameters، ومن هنا أخذت اسم الاختبارات المعلمية.

ويجدر بنا هنا أن نعرف أن الاختبارات اللامعلمية سميت <u>لامعلمية</u> nonparametric لأنه لا يشترط أن تتواءم البيانات مع المعلمات التي سبق

ذكرها . ذلك لان الاختبارات اللامعلمية تعالج الدرجات بعد ترتيبها (فى شكل رتب) ولا تعالجها بصورة مباشرة .

وهناك ثلاثة متطلبات للاختبارات المعلمية هي : يجب أن تتلاءم طريقة القياس – التي نحصل منها على الدرجات – مع الحسابات الرقمية للتباين .أما الشرطين الآخرين فيتعلقان بتوزيعات الدرجات. وسوف نتناول كل متطلب على حده .

١–٢–مستويات القياس

أن الأمر البالغ الأهمية هو كيفية قياس سلوك المبحوثين. فإذا كان لديك متغير مستقل يمكن تنوع ، فإنه ينبغي الحصول على قياس للمتغير التابع مثل التحسين فى درجات القراءة أو عدد الكلمات المستدعاة فى اختبار للتذكر (متغير تابع)، بعد إعطاء برنامج تدريس لتحسين مهارات القراءة أو التذكر (متغير مستقل). وبصورة عامة ينبغي أن يكون قياس المتغير التابع موضوعا، بمعنى أن القياس يعطى دائما وأبدا نفس النتائج بصرف النظر عمن يطبق القياس.وهذا الاصرار على القياس الموضوعي لا يعنى بالضرورة ألا نهتم بجوانب السلوك الانسانى القابلة للملاحظة فقط .القياس الموضوعي هو استجابات الناس على استخبار للمشاعر الداخلية مثلا .

وهناك عدد مستويات للقياس . فمثلا لا يستخدم اختبار مربع كاى ألا عندما يتوزع المبحوثين إلى فئات (أو تصنيفات) مختلفة . ويطلق على هذا النمط من القياس اسم القياس الاسمي **nominal measurement**، لأنة لا يعطى لا عنوان أو اسم للفئات، ومن هنا اشتق مصطلح "الاسمي" من كلمة اسم.

وينتج عن الدرجات التي يمكن ترتيبها مستوى ثان للقياس هو <u>القياس الرتبى</u> ordinal measurement. فالقياس الرتبى يعنى انة يمكن ترتيب الدرجات بنظام يبدأ من الأصغر إلى الأكبر أو العكس . وإذا لم يكن بالإمكان ترتيب الدرجات من الأصغر إلى الأكبر ، فمن غير الممكن توزيعها على رتب ، حيث نعطى اقل رتب لأصغر درجة واكبر رتبة لأكبر درجة . وبالنسبة للاختبارات اللامعلمية ،فان درجات المرتبة بهذا الشكل تكون ملائمة وكافية . فمثلا ،توضح الدرجات الموجودة فى الجدول ١-١ نتائج ظرفين تجريبيين . وكما ترى تتراوح الرتب من ١الى ٧ تماما. والمجموع الكلى للرتب هي نفسها درجات كلا الظرفين التجريبيين بالضبط. ولكن يبدو متوسطا الظرفين مختلفين تماما .والملف كذلك أن مقدار التباين مختلف تماما.

جدول ١-١ الدرجات والرتب

	الظرف التجريبي الأول		الظرف التجريبي الثاني	
	الدرجات	الرتب	الدرجات	الرتب
	١٠	٧	١٨٠	٧
	٨	٦	١٢٠	٦
	٧	٥	١٠٨	٥
	٦	٤	٨	٤
	٥	٣	٢	٣
	٣	١.٥	١	١.٥
	٣	١.٥	١	١.٥
مجموع الرتب		٢٨		٢٨
المتوسطات	٦		٦٠	

قم بمقارنة المدى الصغير للدرجات فى الظروف التجريبي الأول مع المدى المتسع للدرجات فى الظروف التجريبي الثاني .وتظهر الدرجات فى جدول ١- ١بجلاء هو أن كل ما فى الأمر هو ترتيب الدرجات بإعطائها رتبة، حيث تكون اصغر رتبة (١) لأقل درجة واكبر رتبة (٧) لأكبر الدرجات فى كل ظروف تجريبي ، ولا يهم مطلقا ما إذا كانت الفروق كبيرة أو صغيرة بين الدرجات .إذن، فهذا هو القياس الرتبى .

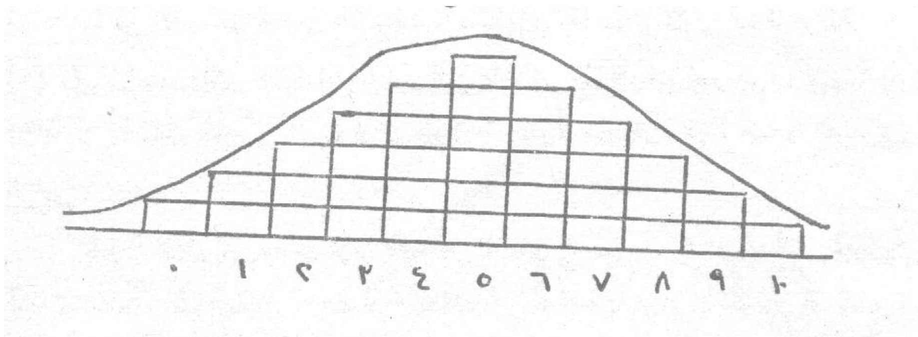
أخيرا ننتقل إلى مستوى القياس الذي ينتج عنه درجات رقمية numerical،مثل عدد الوحدات أو الكلمات التي نستدعيها فى اختبار للتذكر. ويعرف هذا المستوى للقياس باسم قياس المسافة interval measurement لأنة يفترض تساوى المسافات بين الدرجات على مقياس رقمي متصل.ويفترض أن تذكر وحدتين فى مقابل تذكر ثلاث وحدات يمثل نفس المسافة بين تذكر ثلاث وحدات وتذكر أربع وحدات .وتبعا لذلك ،فمن الممكن إجراء عمليات رقمية على هذا النوع من البيانات ، بهدف تنفيذ أنواع معقدة من التحليلات الإحصائية المطلوبة للاختبار المعلمية . وقياس المسافة يعنى انه يمكن إضافة الدرجات وطرحها وقسمتها وضربها.

لهذا فالشرط الأول للاختبارات المعلمية هو انه ينبغي استخراج بيانات التجربة من خلال مقياس للمسافة على الأقل .وهذا يعنى أن الاختبارات المعلمية لاستخدام إلا عندما يكون قياس الدرجات الخاضعة للتحليل قد تم بمقياس متصل، اى تكون البيانات عددية .

١-٣-اعتدالية التوزيع

الشرط الثاني للاختبارات المعملية هو أن تكون الدرجات موزعة اعتداليا .انظر إلى شكل ١-١، ستلاحظ أن توزيع الدرجات يميل إلى التركز في المنتصف أكثر منه عند جانبيه. وهذه خاصية عامة لتوزيعات الدرجات .ولنأخذ مثلا ،أطوال الراشدين ،نجد أن غالبيتهم يتراوحون في الطول من ١٥٠الى ١٨٠سم وان أقلية تتراوح من ١٨٠ الى ٢١٠ سم، وأقلية أخرى تتراوح أطوالهم من ١٠٠ الى ١٥٠ سم.

شكل ١-١ التوزيع الاعتدالي



والخاصية الأخرى التي يشترك فيها كثير من التوزيعات هي التماثل symmetrical. ويعنى وجود أعداد متساوية من الدرجات على كلا جانبي خط نقطة المنتصف (أو محور التماثل) الذي يقسم التوزيع على نصفين متساويين تماما . ويمثل شكل ١-١ توزيعا متماثلا تمام التماثل للدرجات . ففيه عدد متساو من الدرجات منظمة بصورة متماثلة على النصفين الأيسر والأيمن .

وما يوضحه الخط المنحنى في شكل ١-١ هو التوزيع الاعتدالى النظري لعدد لا نهائي من الدرجات . ومع ذلك ، فمن الأهمية بمكان إدراك أن المنحنى المتصل يمثل التكرارات بنفس الطريقة الموجودة في مربعات شكل ١-١ .

فمن خلال المضلع التكراري في الشكل يمكنك حساب تكرارات العدد النهائي للدرجات بدقة . وحيث أن كل مربع يمثل درجة ، فإن عدد المربعات (أي : ارتفاع كل عمود) يدلنا على تكرار الدرجة . وحقيقة أن المنحنى أطول عند المنتصف يدلنا على حقيقة أن هناك درجات كثيرة من الممكن أن تقع في المدى المتوسط للدرجات ، بينما لا يقع إلا عدد صغير من الدرجات على طرفي التوزيع .

وما نحن في حاجة لمعرفة هو ما إذا كانت درجات الدراسة أو التجربة قريبة بصورة كافية من التوزيع الاعتدالي ، حتى يتاح استخدام الاختبارات المعلمية . واحدي الطرق في عمل اختبار عام هو عمل رسم بياني يوضح توزيع الدرجات بنفس طريقة عمل المدرج التكراري . فكل ما نحتاجه هو رسم بياني لقيم الدرجات الخاصة بالتجربة التي حصل عليها المبحوثون . ومن النظرة الأولى ، يمكنك رؤية م إذا كان التوزيع الكلى للدرجات متماثل بصورة عامة حول نقطة المنتصف (أو محو التماثل) . ولأن الاختبارات المعلمية "قوية" ، حتى عندما يتم انتهاك افتراضاتها ، فبإمكان المضي قدما في إجراء الاختبار المعلمي حتى لو كان توزيع الدرجات مختلف كثيرا عن التوزيع الاعتدالي . وبخلاف ذلك ، سنضطر لاستخدام اختبار لا معلمى بدل لأنه لا يشترط أن يكون القياس عند مستوى المسافة ولا أن يكون التوزيع اعتداليا .

ويتمثل الشرط الشكلي الثالث للاختبارات المعلمية فيما يطلق عليه تجانس التباين homogeneity of variance . وما يعنيه هذا هو أن التباين المحتمل للدرجات في ظرف تجريبي لا بد يكون هو نفسه تقريبا . ارجع ثانية إلى درجات الظرفين التجريبيين الأول والثاني في جدول ١-١. من الواضح أن مدى التباين في درجات هذين الظرفين مختلف بصورة ملحوظة ، حيث أن تباين الظرف الثاني

كبير جدا . والفكرة هي أنه من الصعب إجراء مقارنة بين ظرفين تجريبيين بناء على قيم عددية لدرجات مختلفة على هذا النحو . وإحدى طرق فحص التباين هو عمل رسم بياني من خلال مدرجات تكرارية منفصلة لكل ظرف تجريبي .

ومن حسن الحظ أن مثل هذه الفروق الواسعة في التباين بين ظرفين تجريبيين نادرة الحدوث . وعلى أي الأحوال ، فقد اتضح أنه إذا كانت أعداد المبحوثين متساوية في كل ظرف ، فلا يهم مقدار التباين في درجات الظروف التجريبية . لهذا ،فهذا سبب وجيه آخر لجعل عدد المبحوثين متساويا في كل ظرف تجريبي .

ثانيا : الطريقة المستخدمة في الأساليب المعملية

في هذا القسم ، ستناول أهم القضايا المتعلقة باستخدام الأساليب المعملية. ولنبدأ بالتمييز بين الاختبارات المعملية و اللامعلمية .

٢-١- الاختبارات المعملية مقابل اللامعلمية

دعونا نؤكد مرة أخري على أن وظائف كل من الاختبارات المعملية واللامعملية واحدة . ففي كلا هذين النمطين من الاختبارات يستخدم الباحث الاختبارات لاستكشاف أمكانية أن النتائج التي تمخضت عنها الدراسة راجعة إما إلى تقلبات عشوائية ناتجة عن متغيرات مجهولة (مشتت) أو المتغيرات المستقلة التي عولجت في الدراسة . وعلى هذا الأساس يكون بإمكان الباحث أن يقرر ما إذا كانت احتمالية التباين العشوائي منخفضا بصورة تكفى لضمان رفض الفرض الصفري وقبول الفرض البحثي أو العكس .

ويتعلق الفرق بين الاختبارات المعلمية واللامعلمية بطريقة حساب هذه الاحتمالات العشوائية. ويتم هذا الحساب في الاختبارات اللامعلمية من خلال ترتيب الدرجات . فإذا كان هناك ميل مرتفع أو منخفض في الترتيب في بعض الظروف التجريبية دون الأخرى ،فإن ذلك يوضح أن الترتيب أقل احتمالا أن يكون بسبب التباين العشوائي بل الأرجح أن يكون الفروق المتوقعة بين الظروف التجريبية .

ويمكن المجادلة بأن طريقة الاختبارات اللامعلمية – أي القياس الرتبي – التي تضع الدرجات في رتب، هي قياس للتباين في درجات المبحوثين بصورة غير مباشرة وفي المقابل ، بإمكان الاختبارات المعملية قياس النسب الرقمية الدقيقة للتباين الناتجة عن الفروق بين الظروف التجريبية ، ذلك لأنها تتمتع بأفضلية قياس المسافة . وهذا يجعل الاختبارات المعملية أكثر "قوة " ، بمعنى أنها تفسير معلومات أكثر عن الفروق في الدرجات . فترتيب الدرجات لا يفعل شيئا سوى وضعها من حيث حجمها ، بينما تقوم الاختبارات المعملية بحساب القيم العددية للدرجات عند حساب . إذا فالاختبارات المعملية أكثر حساسية لاكتشاف الفروق الدالة بين أداء المبحوثين في الظروف التجريبية المختلفة .

وهناك قدر كبير من الجدل حول مسألة القوة النسبية للاختبارات المعملية واللامعلمية بين الإحصائيين . فلا يتفقون جميعا على أن الاختبارات المعملية أكثر قوة من الاختبارات اللامعلمية. فعلى هذا الأساس وحده، لا يوجد سبب وجية ضد استخدام الاختبارات اللامعلمية في تحليل البيانات. فعند المفاضلة بين الاختبارات المعلمية واللامعلمية في التعامل مع متغير مستقل واحد، يضطر الباحثون لوضع وزن لمميزات استخدام اختبار معملي أكثر حساسية . ولكن في المقابل ، يحاولون تلبية شروط أو متطلبات تطبيق الاختبارات المعملية على البيانات التجريبية .

فعند استخدام الاختبارات المعملية ، يجب توافر الظروف التالية:

١-تكون الدرجات رقمية (مقياس عند مستوى المسافة).

ب- يكون توزيع الدرجات قريبا من التوزيع الاعتدالي

جـ- إمكانية التباين في الظروف التجريبية لا تختلف بدرجة كبيرة .

فإذا لم يتوافر (أ،ب) فمن الأفضل اللجوء إلى أحد الاختبارات اللامعلمية .

وهناك نقطة هي أن طرق الحساب في الاختبارات المعملية أكثر تعقيدا لحساب التباين من طريقة الرتب . ويمثل جدول ١-٢ مميزات وعيوب الاختبارات المعملية واللامعملية.

جدول ١-٢ : مميزات وعيوب الاختبارات المعلمية واللامعلمية

الاختبارات	المميزات	العيوب
المعلمية	تقوم بحساب التباين العددي ، ولذلك فهي أكثر حساسية للفرق بين الظروف التجريبية.	لابد أن تلبى بيانات الدراسة ثلاثة شروط هي :قياس المسافة والتوزيع ألاعتدالي وتجانس التباين.
اللامعملية	يمكن استخدام في بحث آثار متغيرات مفردة عندما لا تلبى البيانات التجريبية متطلبات الاختبارات المعملية. يمكن أن تستخدم في النظر إلي النزعة trends وكذلك الفروق الكلية بين الظروف التجريبية معظم حساباتها سريعة وسهلة.	لأن الاختبارات اللامعملية لا يمكنها النظر إلا لآثار المتغيرات المفردة بصورة منفصلة ، فإنها تهمل قدرا كبيرا من تعقد السلوك الإنساني . لنها تستخدم الرتب بدلا من الحسابات الرقمية الدقيقة في التباين ، فإنها أقل حساسية في اكتشاف الفروق الدالة.

ومع افتراض أن المقاييس المعملية تحسب النسبة الرقمية الدقيقة للتباين الكلي . فإن الطريقة الأساسية هنا هو حساب مربعات squares الأرقام . وهذا لأن الاختبارات المعملية تتطلب قياس المسافة . وهناك نقطة أخري جديرة بالملاحظة هي انه عند حساب مربعات الدرجات الموجبة والسالبة ، فإنها تتحول كلها إلي أرقام موجبة . وتتمثل الخطوة التالية في جميع المربعات هذه لنحصل على مجموع المربعات. أما في الاختبارات اللامعملية فإننا نجمع الرتب على ما يسمى بمجموع الرتب.

٢-٢- أنماط الاختبارات المعملية

تعتمد الأنماط الرئيسية للاختبارات على إذا كان يوجد ظرفين تجريبيين أو ثلاثة أو أكثر . فبالنسبة للظرفين التجريبيين ، هناك نوع خاص من التحليلات الإحصائية تسمى اختبارات "ت" ، وهى مصممة لتحليل البيانات سواء المرتبطة relatedأو المستقلة unrelated.

أما نمط التحليل المناسب لثلاث ظروف أو أكثر فهو تحليل التباين . وفى أبسط أنواع تحليل التباين تشمل مصادر التباين (أ) التباين الناتج عن المتغير المستقل (ب) التباين الناتج عن متغيرات عشوائية مجهولة(جـ) التباين الكلى لكل الدرجات . ولأن التباين الذي لا يمكن التنبؤ به ناتج عن متغيرات عشوائية، فإنه يطلق عليه غالبا تباين الخطأ. وهناك ثلاثة مصادر للتباين في تحليل التباين هي:

(أ) التباين بين المجموعات (وهو خاص بالآثار المتوقعة للمتغيرات المستقلة).

(ب) تباين الخطأ (وهو خاص بالمتغيرات العشوائية التي لا يمكن التنبؤ بها).

(جـ) التباين الكلى (ويمثل مجموع التباين للبيانات).

٢-٣-درجات الحرية

هناك أمر مهم آخر علينا أن نأخذه في الحسبان عند حساب التباين ومن ثم نكشف في الجداول الإحصائية . وتنبع الحاجة إلي درجات الحرية من الفكرة القائلة بأن الاختبارات المعملية تحسب التباين على أساس إمكانية التباين في الدرجات . وعلى ذلك ، فمن الجوهري أن يكون لكل الدرجات التي هي جزء من الحسابات "الحرية " في الاختلاف . والمسألة هي ما إذا كانت الدرجات الآتية من الدراسة متغيرة بصورة متساوية.

ومفهوم درجات الحرية يصعب فهمه بدرجة كبيرة . وقد يساعدنا المثال في التوضيح. تخيل أنك أحد ثمانية أشخاص يجلسون على منضدة . عندما يقال لسبعة أشخاص عن أماكن جلوسهم ، فإن الشخص الثامن لن يبقى أمامه سوى الكرسي الوحيد المتبقي. أي أنه لا توجد "حرية" بالنسبة لمكان جلوسه، نقول رغم وجود ثمانية أشخاص (ن=٨)، فلا توجد إلا سبعة درجات حرية (ن-١). نفس الشئ ينطبق على أي عدد من الناس يريدون أن يجلسوا في أماكن محددة.

تخيل أن لك أفكار كلاسيكية، حيث تحاول أن تجلس أربعة رجال وأمامهم أربع سيدات حول المائدة. فإذا أجلست ثلاثة رجال وثلاث سيدات ، فإن الرجل الرابع والسيدة الرابعة ليس أمامهما إلا المقعدين الأخيرين. فعندما توجد مجموعتان في كل أربع أشخاص، فإن لكل شخص مكان ثابت وليس أمامه "حرية" اختيار مكانة.

والأن دعونا نأخذ مثالا تجريبيا . افترض أنك أجريت تجربة وحسبت مجموع الدرجات . وعندما سجلت الدرجات لاحقا نسيت واحدة ، فظهر تسجيل الدرجات بالصورة التي يوضحها جدول ١-٣. لا تنزعج ، لأنه يمكنك معرفة الدرجة المفقودة بمعلومية الدرجات الخمس والمجموع الكلى للدرجات الست.فكل ما عليك

أن تجمع الدرجات الخمس معا وتطرح مجموعا من المجموع الكلى ،فتحصل على الدرجة السادسة المفقودة وهي ١٥. وهذا معناه أنه يمكن التنبؤ بدرجة المبحوث السادس بمعرفة الدرجات الخمس والمجوع الكلى . لهذا ،فليس هناك مجال "للحرية" بالنسبة لهذه الدرجة . وإذن درجة الحرية في هذه الحالة هي ٦-١=٥

جدول ١-٣: درجات الحرية

المبحوث	درجته
الأول	١٢
الثاني	١٣
الثالث	١٠
الرابع	١١
الخامس	١٤
السادس	-
المجموع	٧٥

مثال آخر:

افترض أنك أجريت تجربة تتضمن أربعة ظروف تجريبية ، وأن مجموع الدرجات لكل ظرف تجريبي موضح في جدول١-٤. فما الدرجة الكلية للظرف التجريبي الرابع ؟ وما درجات الحرية بالنسبة للظروف التجريبية الأربعة ؟ وما درجات الحرية بالنسبة لعدد المبحوثين الكلى ؟

جدول ١-٤ :حساب الدرجات المفقودة

الظرف التجريبي	مجموع الدرجات
الأول (أربعة مبحوثين)	٨
الثاني (أربعة مبحوثين)	١٢
الثالث (أربعة مبحوثين)	٢٠
الرابع (أربعة مبحوثين)	-
كل المبحوثين (ن=١٦)	٥٦

أولا: الدرجة الكلية للظرف التجريبي الرابع يساوي مجموع درجات كل المبحوثين في الظروف التجريبية الأول والثاني والثالث. وإذن، فالدرجة الكلية للظرف التجريبي الرابع =

٥٦-(٨+١٢+٢٠) =٥٦-٤٠=١٦

ثانيا : درجات الحرية= عدد الظروف التجريبية - ١

٤- ١= ٣

ثالثا : العدد الكلي للمبحوثين (ن) =١٦ . ومن الممكن حساب درجة واحدة بمعرفة باقي الدرجات الخمسة عشر . لهذا، ن-١ يمثل درجات الحرية

١٦-١=١٥.

والأمر الذي يتضح من المثال السابق هو أنه بمعلومية الدرجات الأخرى ومجموع الدرجات، فإنه يمكن حساب الدرجة المفقودة بسهولة، ذلك لأنه ليس هناك "حرية" في تحديد قيمة هذه الدرجة المفقودة، أي أن درجات الحرية هي ن-١ أو عدد الظروف التجريبية -١. وحيث أن الإحصاء المعلمى يقوم على توزيعات احتمالات التباين. فإن درجات الحرية في الاختلاف لا بد أن تؤخذ في الحسبان عند الكشف في الجداول الإحصائية الخاصة بالدالة.

وقواعد حساب درجات الحرية في تحليل التباين معقدة إلى حد ما لأنه من الضروري حساب درجات الحرية بالنسبة لكل مصدر للتباين . وفيما يلي قواعد حساب درجات الحرية لتحليل التباين (الذي سنتناوله في الفصل الثاني).

نحتاج لثلاث قواعد عند حساب درجات الحرية لتحليل التباين:

١-يتم حساب درجة الحرية لكل متغير مستقل (أي بين المجموعات) بطرح واحد من عدد المستويات (ت) المستخدمة في هذا المتغير المستقل (ت-١).

٢-يتم حساب درجة حرية التباين الكلي (المجموع الكلي للمربعات) بطرح واحد من العدد الإجمالي للدرجات أو المبحوثين(ن-١).

٣-يتم حساب درجة حرية تباين الخطأ (داخل المجموعات) بطرح عدد مستويات المتغير المستقل من العدد الإجمالي للدرجات (ن - ت) أو بطرح درجة حرية المتغير المستقل من درجة التباين الكلي.

ولكن لماذا نحسب درجة الحرية ؟ لأننا نقسمها على مجموع المربعات لنحصل على متوسط المربعات أو التباين ، كما نحتاجها عند الكشف عن دلالة قيمة "ف" من جداول الدلالة الإحصائية .

الفصل الثاني

اختبار كا^2

مقدمه :

ترجع النشأة الأولى لاختبار $كا^2$ إلى البحث الذي نشره كارل بيرسون فى أوائل القرن العشرين وهى تعد من أهم اختبارات الدلالة الإحصائية وأكثرها شيوعاً لأنها لا تعتمد على شكل التوزيع ولذا فهى تعد من المقاييس اللابارامترية أى مقاييس التوزيعات الحرة ولأنها تحسب لكل خلية من خلايا أى جدول تكرارى ثم تجميع القيم الجزئية للحصول على القيمة الكارلية لـ $كا^2$.

وتستخدم $كا^2$ لحساب دلالة فروق التكرار أو البيانات العددية التي يمكن تحويلها إلى تكرار مثل النسب والاحتمال .

الطريقة العامة لحساب $كا^2$

$$كا^2 = مجـ \frac{(ت_و - ت_م)^2}{ت_و}$$

حيث :

$ت_و$: هو التكرار الواقعى الذي يحدث بالفعل والموجود بالجدول .

$ت_م$: هو التكرار المتوقع حدوثه ويختلف حسابه باختلاف نوع الجدول المطلوب حساب $كا^2$ منه .

تحديد مدي دلالة $كا^2$ من عدمه

فى جميع الحالات نخرج من الحسابات بقيمة $كا^2$ المحسوبة نقارنها بقيمة $كا^2$ الجدولية كالتالى :

- إذا كانت كا^2 المحسوبة > كا^2 الجدولية فان كا^2 تكون دالة إحصائية .
- إذا كانت كا^2 المحسوبة < كا^2 الجدولية فان كا^2 ليست دالة إحصائية .

حالات حساب كا^2 من الجداول المختلفة :

1- الحالة الأولى : الطريقة العامة لحساب كا^2 من الجدول التكراري 1×2 :

يتكون الجدول 1×2 من صف واحد وعمودين دون خلايا المجموع إن وجدت بالجدول .

ولحساب قيمة كا^2 في هذا الجدول تحسب من القانون العام :

$$\text{كا}^2 = \text{مجـ} \frac{(\text{ت}_\text{و} - \text{ت}_\text{م})^2}{\text{ت}_\text{و}}$$

حيث ت$_\text{م}$ هنا تساوى متوسط التكرارات الواقعية الموجودة بالجدول.

مثال :

الجدول التالي يوضح آراء 80 شخص في استبيان دار حول رفض أو قبول قضية الزواج العرفي .

الرأي	موافق	غير موافق	مج
التكرار	60	20	80

والمطلوب حساب قيمة كا^2 مع بيان مدى دلالتها إحصائيا عند مستوى دلالة 0.05 ؟

__الحل :__

__حساب التكرار المتوقع (ت$_م$) :__

$$\text{ت}_{\text{م}} = \frac{20 + 60}{2} = 40$$

__حساب كا^2 المحسوبة :__

نكون الجدول التالي :

ت$_و$	ت$_م$	ت$_و$ ـ ت$_م$	(ت$_و$ ـ ت$_م$)^2	$\frac{(\text{ت}_{\text{و}} - \text{ت}_{\text{م}})^2}{\text{ت}_{\text{م}}}$
6	40	20	400	10
20	40	-20	400	10
-	-	-	مجموع	20

من الجدول مباشرة فان مجموع العمود الأخير يعطينا قيمة كا^2

كا^2 المحسوبة = 20 .

__حساب كا^2 الجدولية :__

لحسابها يلزم حساب درجة الحرية ومستوى الدلالة :

درجة الحرية = عدد الأعمدة – 1 = 2 – 1 = 1

مستوى الدلالة = 0.05 .

بالبحث في جداول كا^2 عند درجة حرية = 1 ومستوى دلالة 0.05

نجد قيمة كا^2 الجدولية = 3.841 .

<u>تحديد مدى دلالة كا^2 :</u>

نقارن قيمة كا^2 المحسوبة بقيمة كا^2 الجدولية نجد أن :

قيمة كا^2 المحسوبة = 20 > قيمة كا^2 الجدولية = 3.841

لذا فان كا^2 دالة إحصائية عند مستوى دلالة 0.05 .

<u>2– الحالة الثانية : الطريقة المختصرة لحساب كا^2 من الجدول التكراري 1×2 :</u>

لحساب قيمة كا^2 في هذا الجدول بالطريقة المختصرة فان قيمة كا^2 من العلاقة :

$$\text{كا}^2 = \frac{(\text{ت}_1 - \text{ت}_2)^2}{\text{ت}_1 + \text{ت}_2}$$

حيث ت$_1$ هو التكرار الأكبر و ت$_2$ هي التكرار الأصغر .

<u>مثال :</u>

الجدول التالي يوضح آراء 80 شخص في استبيان دار حول رفض أو قبول قضية الزواج العرفي .

الرأي	موافق	غير موافق	مج
التكرار	60	20	80

والمطلوب حساب قيمة كا^2 بالطريقة المختصرة مع بيـــان مــدى دلالتها إحصائيا عند مستوى دلالة 0.05 ؟

ا لحل :

حساب كا^2 المحسوبة :

$$\text{كا}^2 = \frac{(60 - 20)^2}{60 + 20} = \frac{1600}{80} = 20$$

حساب كا^2 الجدولية :

لحسابها يلزم حساب درجة الحرية ومستوى الدلالة :

درجة الحرية = عدد الأعمدة – 1 = 2 – 1 = 1

مستوى الدلالة = 0.05 .

بالبحث في جداول كا^2 عند درجة حرية = 1 ومستوى دلالة 0.05

نجد قيمة كا^2 الجدولية = 3.841 .

تحديد مدى دلالة كا^2 :

نقارن قيمة كا^2 المحسوبة بقيمة كا^2 الجدولية نجد أن

قيمة كا^2 المحسوبة = 20 > قيمة كا^2 الجدولية = 3.841

لذا فان كا^2 دالة إحصائية عند مستوى دلالة 0.05 .

3- الحالة الثالثة : الطريقة العامة لحساب كـا^2 مـن الجـدول التكراري 1×ن :

يتكون الجدول 1×ن من صف واحد وعدد (ن) عمود دون خلايـا المجموع إن وجدت بالجدول .

ولحساب قيمة كا^2 فى هذا الجدول تحسب من القانون العام :

$$\text{كا}^2 = \text{مجـ} \frac{(\text{ت}_\text{و} - \text{ت}_\text{م})^2}{\text{ت}_\text{و}}$$

حيث ت$_\text{م}$ هنا تساوى متوسـط التكـرارات الواقعيـة الموجـودة بالجدول.

مـثـا ل :

الجدول التالي يوضح آراء 30 شخص فـي اسـتبيان دار حـول قضية الزواج العرفي .

الرأي	موافق	لا أدرى	معارض	مج
التكرار	12	2	16	30

والمطلوب حساب قيمة كا^2 مع بيان مدى دلالتها إحصـائيا عنـد مستوى دلالة 0.05 ؟

الحل :

حساب التكرار المتوقع ($ت_م$) :

$$ت_م = \frac{16 + 2 + 12}{3} = 10$$

<u>حساب $كا^2$ المحسوبة :</u>

نكون الجدول التالي :

$ت_و$	$ت_م$	$ت_و - ت_م$	$(ت_و - ت_م)^2$	$\frac{(ت_و - ت_م)^2}{ت_م}$
12	10	2	4	0.4
2	10	8-	64	6.4
16	10	6	36	3.6
–	–	–	مجموع	10.4

من الجدول مباشرة فان مجموع العمود الأخير يعطينا قيمة $كا^2$

$كا^2$ المحسوبة = 10.4 .

<u>حساب $كا^2$ الجدولية :</u>

لحسابها يلزم حساب درجة الحرية ومستوى الدلالة :

درجة الحرية = عدد الأعمدة – 1 = 3 – 1 = 2

مستوى الدلالة = 0.05 .

بالبحث فى جداول كا^2 عند درجة حرية = 2 ومستوى دلالة 0.05 نجد قيمة كا^2 الجدولية = 5.991 .

<u>تحديد مدى دلالة كا^2 :</u>

نقارن قيمة كا^2 المحسوبة بقيمة كا^2 الجدولية نجد أن

قيمة كا^2 المحسوبة = 10.4 > قيمة كا^2 الجدولية = 5.991

لذا فان كا^2 دالة إحصائية عند مستوى دلالة 0.05 .

<u>4- الحالة الرابعة : الطريقة العامة لحساب كـــا^2 مـــن الجـــدول التكراري 2×2 :</u>

يتكون الجدول 2×2 من صفين وعمودين دون خلايا المجموع إن وجدت بالجدول .

ولحساب قيمة كا^2 فى هذا الجدول تحسب من القانون العام :

$$\text{كا}^2 = \text{مجـ} \frac{(\text{ت}_\text{و} - \text{ت}_\text{م})^2}{\text{ت}_\text{و}}$$

وتحسب $\text{ت}_\text{م}$ لكل خلية فى هذا الجدول على حده من العلاقة :

$$\text{ت}_\text{م} = \frac{\text{مجموع الصف} \times \text{مجموع العمود}}{\text{المجموع الكلى}}$$

<u>مـثـا ل :</u>

الجدول التالي يوضح العلاقة بين المتغيرين النوع وتأييد برنـــامج تليفزيوني معين .

الفكرة \ النوع	ذكور	إناث	المجموع
مؤيد	35	37	72
معارض	14	34	48
المجموع	49	71	120

والمطلوب حساب قيمة كا^2 مع بيان مدى دلالتها إحصــائيا عنــد مستوى دلالة 0.05 ؟

<u>الحل :</u>

<u>حساب التكرار المتوقع (ت$_م$) :</u>

ت$_م$ للخلية الأولى (35) $= \dfrac{49 \times 72}{120} = 29.4$

ت$_م$ للخلية الثانية (37) $= \dfrac{71 \times 72}{120} = 42.6$

ت$_م$ للخلية الثالثة (14) $= \dfrac{49 \times 48}{120} = 19.6$

$$\text{ت}_\text{م} \text{ للخلية الرابعة (34)} = \frac{71 \times 48}{120} = 28.4$$

<u>حساب كا^2 المحسوبة :</u>

نكون الجدول التالي :

ت$_\text{و}$	ت$_\text{م}$	ت$_\text{و}$ ـ ت$_\text{م}$	(ت$_\text{و}$ ـ ت$_\text{م}$)^2	$\frac{(\text{ت}_\text{و} - \text{ت}_\text{م})^2}{\text{ت}_\text{م}}$
35	29.4	5.6	31.36	1.06
37	42.6	5.6−	31.6	0.74
14	19.6	5.6−	31.36	1.6
34	28.4	5.6	31.36	1.1
−	−	−	مجموع	4.5

من الجدول مباشرة فان مجموع العمود الأخير يعطينا قيمة كا^2

كا^2 المحسوبة = 4.5 .

<u>حساب كا^2 الجدولية :</u>

لحسابها يلزم حساب درجة الحرية ومستوى الدلالة :

درجة الحرية = (عدد الصفوف − 1) × (عدد الأعمدة − 1)

= (2 − 1) × (2 − 1) = 1 × 1 = 1

مستوى الدلالة = 0.05 .

بالبحث في جداول كا^2 عند درجة حرية = 1 ومستوى دلالة 0.05

نجد قيمة كا^2 الجدولية = 3.841

<u>تحديد مدى دلالة كا^2 :</u>

نقارن قيمة كا^2 المحسوبة بقيمة كا^2 الجدولية نجد أن :

قيمة كا^2 المحسوبة = 4.5 > قيمة كا^2 الجدولية = 3.841

لذا فان كا^2 دالة إحصائية عند مستوى دلالة 0.05 .

<u>5- الحالة الخامسة : الطريقة المختصرة لحساب كا^2 من الجدول التكراري 2×2 :</u>

يتكون الجدول 2×2 من صفين وعمودين دون خلايا المجموع إن وجدت بالجدول .

ولحساب قيمة كا^2 في هذا الجدول بالطريقــة المختصــرة نطبــق القانون التالي :

$$\text{كا}^2 = \text{فاى}^2 \times \text{ن}$$

حيث :

فاى : هو معامل ارتباط فاى والذى يحسب من العلاقة :

$$\text{فاى} = \frac{\text{أ} \times \text{د} - \text{ب} \times \text{جـ}}{\sqrt{\text{هـ} \times \text{و} \times \text{ز} \times \text{ح}}}$$

حيث أ ، ب ، جـ ، د ، هـ ، و ، ز ، ح ، ن

هم خلايا الجدول الرباعى الخلايا كما بالشكل التالى :

النوع / الفكرة	ذكور	إناث	المجموع
مؤيد	أ	ب	ح
معارض	جـ	د	ز
المجموع	هـ	و	ن

<u>مـثـا ل :</u>

الجدول التالي يوضح العلاقة بين المتغيرين النوع وتأييد برنـــامج تليفزيوني معين .

النوع / الفكرة	ذكور	إناث	المجموع
مؤيد	35	37	72
معارض	14	34	48
المجموع	49	71	120

والمطلوب حساب قيمة كا^2 مع بيان مدى دلالتها إحصــائيا عنــد مستوى دلالة 0.05 ؟

<u>الحل :</u>

<u>حساب معامل فاى :</u>

نعوض فى العلاقة :

$$\text{فاى} = \frac{\text{أ} \times \text{د} - \text{ب} \times \text{جـ}}{\sqrt{\text{هـ} \times \text{و} \times \text{ز} \times \text{ح}}}$$

$$\text{فاى} = \frac{14 \times 37 - 34 \times 35}{\sqrt{72 \times 48 \times 71 \times 49}}$$

فاى = 0.19

<u>حساب كا^2:</u>

كا^2 = فاى^2 × ن

كا^2 = $(0.19)^2$ × 120 = 4.33

<u>حساب كا^2 الجدولية :</u>

لحسابها يلزم حساب درجة الحرية ومستوى الدلالة :

درجة الحرية = (عدد الصفوف – 1) × (عدد الأعمدة – 1)

= (2 – 1) × (2 – 1) = 1 × 1 = 1

مستوى الدلالة = 0.05 .

بالبحث فى جداول كا^2 عند درجة حرية = 1 ومستوى دلالة 0.05

نجد قيمة كا^2 الجدولية = 3.841

تحديد مدى دلالة كا^2 :

نقارن قيمة كا^2 المحسوبة بقيمة كا^2 الجدولية نجد أن :

قيمة كا^2 المحسوبة = 4.33 > قيمة كا^2 الجدولية = 3.841

لذا فان كا^2 دالة إحصائية عند مستوى دلالة 0.05 .

6- الحالة السادسة : الطريقة العامة لحساب كـا^2 مـن الجـدول التكراري ن×ن :

يتكون الجدول ن×ن من عدد (ن) من الصفوف وعـدد (ن) مـن الأعمدة دون خلايا المجموع إن وجدت بالجدول .

ولحساب قيمة كا^2 في هذا الجدول تحسب من القانون العام :

$$كا^2 = مجـ \frac{(ت_و - ت_م)^2}{ت_و}$$

وتحسب $ت_م$ لكل خلية في هذا الجدول على حده من العلاقة :

$$ت_م = \frac{\text{مجموع الصف} \times \text{مجموع العمود}}{\text{المجموع الكلى}}$$

مـثـا ل :

الجدول التالي يوضح العلاقة بين المتغيرين النوع وتأييد برنـــامج تليفزيونـي معين .

الفكرة / النوع	موافق جدا	موافق نوعاً ما	لا أدري	أرفض نوعاً ما	أرفض جداً	المجموع
ذكور	5	37	13	28	5	88
إناث	3	17	8	20	5	53
المجموع	8	54	21	48	10	141

والمطلوب حساب قيمة كا^2 مع بيان مدى دلالتها إحصـــائيا عنـــد مستوى دلالة 0.05 ؟

<u>الحل :</u>

حساب التكرار المتوقع (ت$_م$) :

ت$_م$ للخلية الأولى (5) = $\frac{8 \times 88}{141}$ = 5

ت$_م$ للخلية الثانية (37) = $\frac{54 \times 88}{141}$ = 33.7

ت$_م$ للخلية الثالثة (13) = $\frac{21 \times 88}{141}$ = 13.1

ت م للخلية الرابعة (28) $= \dfrac{48 \times 88}{141} = 29.95$

ت م للخلية الخامسة (5) $= \dfrac{10 \times 88}{141} = 6.24$

ت م للخلية السادسة (3) $= \dfrac{8 \times 53}{141} = 3$

ت م للخلية السابعة (17) $= \dfrac{54 \times 53}{141} = 20.29$

ت م للخلية الثامنة (8) $= \dfrac{21 \times 53}{141} = 7.89$

ت م للخلية التاسعة (28) $= \dfrac{48 \times 53}{141} = 18$

ت م للخلية العاشرة (5) $= \dfrac{10 \times 53}{141} = 3.75$

حساب كا^2 المحسوبة :

نكون الجدول التالي :

ت و	ت م	ت و ـ ت م	(ت و ـ ت م)^2	(ت و ـ ت م)^2 / ت م
5	37	5	0	0
37	33.7	3.3	10.9	0.32
13	13.1	0.1−	0.01	0
28	29.95	1.59−	3.8	0.13
5	6.24	1.24−	1.5	0.24
3	3	0	0	0
17	20.29	3.29−	10.8	0.53
8	7.89	0.11	0.01	0
20	18	2	4	0.22
5	3.75	1.25	1.56	0.42
−	−	−	مجموع	1.86

من الجدول مباشرة فان مجموع العمود الأخير يعطينا قيمة كا^2

كا^2 المحسوبة = 1.86 .

حساب كا^2 الجدولية :

لحسابها يلزم حساب درجة الحرية ومستوى الدلالة :

درجة الحرية = (عدد الصفوف − 1) × (عدد الأعمدة − 1)

= (2 − 1) × (5 − 1) = 1 × 4 = 4

مستوى الدلالة = 0.05 .

بالبحث في جداول كا^2 عند درجة حرية = 4 ومستوى دلالة 0.05

نجد قيمة كا^2 الجدولية = 9.488

تمـا ريـن

1- من الجدول الرباعي التالى :

ص \ س	نعم	لا	مج
مؤيد	25	15	40
معارض	23	27	50
مج	48	42	90

احسب قيمة كا2 في كل من الحالات التالية :

- بالقانون العام
- بالطريقة المختصرة

ثم بين مدى دلالتها إحصائيا عند مستوى دلالة 0.05 .

2- احسب كا^2 من الجدول التالى :

ثم بين مدى دلالتها إحصائيا عند مستوى 0.05

ذكور	4	6	8	3	6
إناث	2	10	25	9	14

3- من الجدول التالى :

الجنس / الإجابة	ذكور	إناث	مج
موافق	32	22	54
معارض	14	10	24
محايد	4	8	12
مج	50	40	90

<u>احسب قيمة كا2</u>

ثم بين مدى دلالتها إحصائيا عند مستوى دلالة 0.05 .

4- احسب كا^2 لدلالة فروق النسب المرتبطة التالية مع بيان دلالتها الإحصائية .

30	10
23	27

الفصل الثالث

اختبار (ت)

مقدمة :

يعد اختبار "ت" من أكثر اختبارات الدلالة شيوعاً في الأبحاث النفسية والاجتماعية والتربوية ، وترجع نشأته الأولى إلى أبحاث العالم "ستودنت" ولهذا سمى الاختبار بأكثر الحروف تكراراً في اسمه وهو حرف التاء .

ومن أهم المجالات التى يستخدم فيها هذا الاختبار الكشف عن الفروق بين تحصيل الذكور والإناث فى مادة دراسية ما وذلك عن طريق حساب دلالة فرق متوسط تحصيل الذكور عن متوسط تحصيل الإناث .

ويمكن القول أن اختبار "ت" يستخدم لقياس دلالة فروق المتوسطات غير المرتبطة والمرتبطة للعينات المتساوية والغير متساوية .

شروط استخدام اختبار "ت" لدلالة فروق المتوسطات

لا يحق للباحث أن يستخدم اختبار "ت" قبل أن يدرس خصائص متغيرات البحث من النواحى التالية :-

1- حجم كل عينة .

2- الفرق بين حجم عينتي البحث .

3- مدى تجانس العينة .

4- مدى اعتدالية التوزيع التكرارى لكل من عينتى البحث .

1- حجم كل عينة

يجب أن يزيد حجم كل من العينتين عن "5" ويفضل أن يزيد عن "30" أما إذا قل حجم أى من العينتين عن "5" فلا يمكن استخدام اختبار "ت" .

2- الفرق بين حجم عينتى البحث : شرط التقارب

يجب أن يكون حجم عينتى البحث متقارباً فلا يكون مثلاً حجم أحد العينتين "500" وحجم الأخرى "30" لأن للحجم أثره على مستوى دلالة "ت" .

3- مدى تجانس العينتين

يقصد بتجانس العينات مدى انتسابها إلى أصل واحد أو أصول متعددة . فإذا انتسبت العينات إلى أصل واحد فهى متجانسة وإذا لم تنتسب العينات إلى أصل واحد فهى غير متجانسة .

وبالطبع يصعب بالنسبة للباحث تحديد أصول العينات لتحديد تجانسها لذا يمكنه استخدام النسبة الفائية لتحديد التجانس .

يحدد تجانس العينتين من خلال حساب قيمة النسبة الفائية حيث تحسب من العلاقة :

$$\text{ف} = \frac{\text{التباين الأكبر}}{\text{التباين الأصغر}}$$

حيث أن التباين الأكبر هو التباين الأكبر فى القيمة دون التحيز لأحد العينتين ، والتباين الأصغر هو الأصغر فى القيمة دون التحيز لأحد العينتين .

بالطبع نحصل من القانون السابق على قيمة لــ "ف" تسمى بقيمة ف المحسوبة ولتحديد التجانس نحسب قيمــة أخــرى تســمى ف الجدولية ونحصل عليها من جداول "ف" الإحصائية عنــد درجــة حرية التباين الأكبر ودرجة حرية التباين الأصغر ومستوى الدلالة الذى قيمته إما "0.05" أو "0.01" حيث نحسب درجات الحرية من القانون التالى :

درجة حرية التباين الأصغر = ن – 1

حيث "ن" هى عدد أفراد العينة التى تبيانها هو الأكبر .

درجة حرية التباين الأصغر = ن – 1

حيث "ن" هى عدد أفراد العينة التى تبيانها هو الأصغر .

تحديد التجانس

- إذا كانت قيمة "ف" المحسوبة > قيمة "ف" الجدوليــة فــلا يوجد هناك تجانس .
- أما إذا كانت قيمة "ف" المحسوبة < قيمــة "ف" الجدوليــة فيوجد هناك تجانس .

4- مدى اعتداليــة التوزيــع التكــرارى لكل من العينتين

يكون التوزيع التكرارى معتدلاً عندما تكون قيمة الالتواء الخــاص به محصورة بين القيمتين [–3 ، +3] أى واقعــة فــى الفتــرة المغلقة –3 و +3 .

ويحسب الالتواء من القانون التالى :–

$$\text{الالتواء} = \frac{3 \times (\text{م} - \text{و})}{\text{ع}}$$

<u>حيث:</u>

- "م" هو المتوسط الحسابى ويحسب من العلاقة

$$\text{م} = \frac{\text{مجـــ س}}{\text{ن}}$$

حيث : "مجـــ س" هى مجموع القيم ، س هى القيم ، ن هى عـــدد القيم .

- "و" هو الوسيط ، ويحسب عن طريق ترتيب القيم تصاعدياً أو تنازلياً ثم اختيار قيمة الوسيط فى حالة أن يكون عـــدد الأفراد فردياً تكون قيمة الوسيط التى ترتيبها (ن+1)/2أما إذا كان عدد الأفراد زوجياً فتكون قيمة الوسيط هى متوسط القيمتين اللتان ترتيبهما ن/2 ، ن/2 +1 .
- "ع" هو الانحراف المعيارى ويحسب من العلاقة :

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

من الواضح أن القانون السابق يحسب قيمة التباين فنأخذ للقيمـــة الناتجة الجذر التربيعى لنحصل على الانحراف المعيارى كالتالى .

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

حيث :

ع = الانحراف المعيارى

ح = الانحراف = س – م

ن = عدد القيم

تحديد مدى دلالة "ت" من عدمه

سنحصل فى جميع حالات "ت" على قيمة لـ "ت" نسميها "ت المحسوبة" ثم نقارنها بقيمة لـ "ت" نحصل عليها من الجداول تسمى "ت الجدولية"

- إذا كانت قيمة "ت المحسوبة" > قيمة "ت الجدولية" تكون قيمة "ت" دالة إحصائية .
- أما إذا كانت قيمة "ت المحسوبة" < قيمة "ت الجدولية" تكون قيمة "ت" ليست دالة إحصائية .

الحالات المختلفة لحساب "ت"

1- الحالة الأولى : حساب "ت" لدلالة فرق عينتين متجانستين غير متساويتين فى أعداد أفرادهما .

فى هذه الحالة تكون $ن_1$ لا تساوى $ن_2$ حيث $ن_1$ ، $ن_2$ هما عدد أفراد العينة الأولى والثانية على الترتيب .

تحسب دلالة "ت" لفرق عينتين متجانستين ومختلفين فى عدد الأفراد بالمعادلة التالية

$$\text{ت} = \frac{\text{م}_1 - \text{م}_2}{\sqrt{\left[\dfrac{\text{ن}_1\,\text{ع}_1^{\,2} + \text{ن}_2\,\text{ع}_2^{\,2}}{\text{ن}_1 + \text{ن}_2 - 2}\right]\left[\dfrac{1}{\text{ن}_1} + \dfrac{1}{\text{ن}_2}\right]}}$$

حيث :

م_1 = المتوسط الحسابى للمجموعة الأولى .

م_2 = المتوسط الحسابى للمجموعة الثانية .

$\text{ع}_1^{\,2}$ = تباين المجموعة الأولى .

$\text{ع}_2^{\,2}$ = تباين المجموعة الثانية .

ن_1 = عدد أفراد المجموعة الأولى .

ن_2 = عدد أفراد المجموعة الثانية .

مـثـا ل :

العينة الأولى	7	4	5	3	8	6	2
العينة الثانية	3	5	15	2	10	13	-

الجدول السابق يوضح درجات مجموعة من الذكور والإناث فـــي اختبار للذكاء والمطلوب حساب قيمة "ت" من خلال التحقـــق مـــن شروط اختبار "ت" ومن ثم تحديد هل "ت" دالـــة إحصـــائية أم لا ؟ عند مستوى دلالة إحصائية 0.01 ؟

الحل :

قبل أن نبدأ الحل نلاحظ أن

$ن_1 = 7 \neq ن_2 = 6$

نعتبر أن العينة الأولى هى "س" والعينة الثانية هى "ص" ونقوم ببناء الجدول التالى .

س	ح س	$ح_س^2$	ص	ح س	$ح_س^2$
7	2	4	3	5-	25
4	1-	1	5	3-	9
5	0	0	15	7	49
3	2-	4	2	6-	36
8	3	9	10	4	16
6	1	1	13	5	25
2	3-	9	-	-	-
35	-	28	48	-	148

<u>العينة الأولى :</u>

نحسب لها المتوسط والوسيط والتباين والانحراف المعيارى كالتالى:

حساب المتوسط :

$$م_س = \frac{مجـ\ س}{ن_1} = \frac{35}{7} = 5$$

حساب الوسيط :

نرتب قيم المتغير (س) ترتيباً تصاعدياً كالتالى :

2	3	4	$\boxed{5}$	6	7	8

حيث أن عدد أفراد العينة الأولى فردية لذا فان قيمة الوسيط هـــى القيمة التى ترتيبها (ن+2/1) أى التى ترتيبها (4)

الوسيط = و س = 5

حساب التباين :

$$ع^2_س = \frac{\text{مجـ } ح^2_س}{ن_1} = \frac{28}{7} = 4$$

حساب الانحراف المعيارى :

$$ع_س = \sqrt{ع^2_س} = \sqrt{4} = 2$$

حساب الالتواء :

$$\text{الالتواء} = \frac{3 \times (م - و)}{ع} = \frac{3 \times (5 - 5)}{2} = \text{صفر}$$

<u>العينة الثانية :</u>

نحسب لها المتوسط والوسيط والتبـــاين والانحـــراف المعيـــارى كالتالى:

حساب المتوسط :

$$م_س = \frac{\text{مجـ } ص}{ن_2} = \frac{48}{6} = 8$$

حساب الوسيط :

نرتب قيم المتغير (ص) ترتيباً تصاعدياً كالتالى :

2	3	$\boxed{5}$	$\boxed{10}$	13	15

حيث أن عدد أفراد العينة الثانية زوجية لذا فان قيمة الوسيط هى متوسط القيمتين اللتـــان ترتيبهمـــا (ن/2 ، ن/2 + 1) أى التـــى ترتيبها (3 ، 4)

الوسيط = و$_{ص}$ = (5 + 10)/2 = 7.5

حساب التباين :

$$ع^2_{ص} = \frac{\text{مجـ } ح^2_{ص}}{ن} = \frac{148}{6} = 24.66$$

حساب الانحراف المعيارى :

$$ع_{ص} = \sqrt{ع^2_{ص}} = \sqrt{24.66} = 5$$

حساب الالتواء :

$$\text{الالتواء} = \frac{3 \times (\text{م} - \text{و})}{ع} = \frac{3 \times (8 - 7.5)}{5} = 0.3$$

<u>التحقق من شروط اختبار "ت"</u>

<u>1- حجم العينتين :</u>

$ن_1 = 7 > 5$

$ن_2 = 6 > 5$

حيث أن حجم كل من العينتين على حده لابد وأن يكون أكبر من 5 لذا فهذا الشرط متحقق .

<u>2- تقارب العينتين :</u>

$ن_1 = 7$ تتقارب جداً من $ن_2 = 6$

<u>3- تجانس العينتين :</u>

نحسب قيمة "ف" المحسوبة من العلاقة :

$$\text{ف المحسوبة} = \frac{\text{التباين الأكبر}}{\text{التباين الأصغر}} = \frac{24.66}{4} = 6.116$$

لإيجاد قيمة "ف" الجدولية يلزم حساب قيمة كل من درجة حرية التباين الأكبر ودرجة حرية التباين الأصغر .

درجة حرية التباين الأكبر = $ن_2 - 1 = 6 - 1 = 5$

ونلاحظ أننا اخترنا درجة حرية التباين الأكبر مـــن عـــدد أفـــراد المجموعة الثانية لأن تباين العينة الثانية هو الأكبر .

درجة حرية التباين الأصغر = ن$_1$ − 1 = 7 − 1 = 6

من جداول "ف" عند درجة حرية تباين كبير (5) ودرجـــة حريـــة تباين صغير (6) ومستوى دلالة 0.01 نجد أن قيمة "ف" الجدولية = 8.75 .

بمقارنة قيمة "ف" المحسوبة بقيمة "ف" الجدولية نجد أن :

"ف" المحسوبة < "ف" الجدولية (لذا فانه يوجـد تجـانس بـين العينتين) .

<u>4- اعتدالية التوزيع للعينتين :</u>

-3 < التواء س = صفر < + 3

نلاحظ أن قيمة التواء س محصور فى الفئة [-3،+3] لذا فـان توزيع العينة س معتدل .

-3 < التواء ص = 0.3 < + 3

نلاحظ أن قيمة التواء ص محصور فى الفئة [-3،+3] لذا فـان توزيع العينة ص معتدل .

<u>حساب قيمة "ت" المحسوبة :</u>

$$ت = \frac{م_1 - م_2}{\sqrt{\left[\frac{ن_1 ع_1^2 + ن_2 ع_2^2}{ن_1 + ن_2 - 2}\right]\left[\frac{1}{ن_1} + \frac{1}{ن_2}\right]}}$$

بالتعويض فى المعادلة السابقة :

$$ت = \frac{5 - 8}{\sqrt{\left[\frac{7 \times 4 + 6 \times 24.66}{7 + 6 - 2}\right]\left[\frac{1}{7} + \frac{1}{6}\right]}}$$

ت المحسوبة = -1.36

تهمل الإشارة السالبة لقيمة "ت" دائماً فتصبح :

قيمة "ت" المحسوبة = 1.36 .

<u>حساب قيمة "ت" الجدولية :</u>

لإيجاد قيمة "ت" الجدولية يلزم حساب درجة الحرية :

درجة الحرية = $ن_1 + ن_2 - 2 = 7 + 6 - 2 = 11$

بالبحث فى جداول "ت" عند درجة حرية 11 ومستوى دلالة 0.01 مع الأخذ فى الاعتبار أن البحث يكون فى دلالة الطرفين ، نجد أن قيمة "ت" الجدولية = 3.11 .

<u>تحديد دلالة "ت"</u>

بمقارنة قيمة "ت" المحسوبة بقيمة "ت" الجدولية :

نجد أن "ت" المحسوبة = 1.36 < "ت" الجدولية = 3.11

وبالتالي فإن "ت" ليست دالة إحصائية .

4- الحالة الرابعة : حساب "ت" لدلالة فرق عينتين مرتبطتين ومتساويتين في أعداد أفرادهما

يرتبط المتوسطان عندما نجرى اختباراً على مجموعة من الأفراد ثم نعيد نفس الاختبار على نفس المجموعة فى وقت آخر أى أن العينة التى يجرى عليها الاختبار الأول هى نفسها العينة التى يجرى عليها الاختبار الثانى وفى هذه الحالة لا تكون $ن_1 = ن_2$ بل تصبح هى نفسها .

فى هذه الحالة أيضاً لا نتحقق من شروط اختبار "ت" .

تحسب دلالة "ت" لفرق عينتين متساويتين فى عدد الأفراد بالمعادلة التالية :

$$ت = \frac{م_ف}{\sqrt{\frac{مجـ ح_ف^2}{ن(ن-1)}}}$$

حيث :

- $م_ف$ = متوسط الفروق ويحسب من العلاقة :

$$م_ف = \frac{مجـ ف}{ن}$$

- ف = الفروق = $س_1 - س_2$
- $س_1$ هى درجات الاختبار الأول
- $س_2$ هى درجات الاختبار الثانى
- ن = عدد الأفراد فى أى من الاختبارين .

• $ح_{ف} = ف - م_{ف}$

<u>مثال :</u>

درجات الاختبار الأول	26	18	20	24	22	14	23	16	22	11
درجات الاختبار الثانى	23	16	19	21	18	12	24	11	23	9

الجدول السابق يوضح درجات مجموعة من الأطفال في اختبار للذكاء حيث تم إجراء الاختبار مرة ثم بعد إجراء برنامج تدريبى لهم تم إجراء الاختبار مرة أخرى والمطلوب حساب قيمة "ت" للفرق بين درجات الاختبارين ومن ثم تحديد هل "ت" دالة إحصائية أم لا ؟ عند مستوى دلالة إحصائية 0.05 ؟

<u>الحل :</u>

قبل أن نبدأ الحل نلاحظ أن

$ن_1$ هى نفسها $ن_2$

نعتبر أن درجات الاختبار الأول هى "$س1$" ودرجات الاختبار الثانى هى "$س2$" ثم نقوم ببناء الجدول التالى :

$س_1$	$س_2$	ف	$ح_{ف}$	$ح_{ف}^2$
26	23	3	1	1
18	16	2	0	0
20	19	1	1-	1
24	21	3	1	1
22	18	4	2	4
14	12	2	0	0

9	3-	1-	24	23
9	3	5	11	16
9	3-	1-	23	22
0	0	2	9	11
34	-	20	-	-

حساب متوسط الفروق م ف :

$$\text{م ف} = \frac{\text{مجـ ف}}{\text{ن}} = \frac{20}{10} = 2$$

حساب ح ف :

يحسب من العلاقة :

$$\text{ح ف} = \text{ف} - \text{م ف}$$

<u>حساب قيمة "ت" المحسوبة :</u>

$$\text{ت} = \frac{\text{م ف}}{\sqrt{\dfrac{\text{مجـ ح ف}^2}{\text{ن} \left(\text{ن} - 1 \right)}}}$$

بالتعويض فى المعادلة السابقة :

$$ت = \frac{2}{\sqrt{\frac{34}{10(10-1)}}}$$

ت المحسوبة = 3.25

<u>حساب قيمة "ت" الجدولية :</u>

لإيجاد قيمة "ت" الجدولية يلزم حساب درجة الحرية :

درجة الحرية = ن – 1 = 10 – 1 = 9

بالبحث في جداول "ت" عند درجة حرية 9 ومستوى دلالة 0.05 مع الأخذ في الاعتبار أن البحث يكون في دلالة الطرف الواحد ، نجد أن قيمة "ت" الجدولية = 1.83 .

<u>تحديد دلالة "ت"</u>

بمقارنة قيمة "ت" المحسوبة بقيمة "ت" الجدولية

نجد أن "ت" المحسوبة = 3.25 > "ت" الجدولية = 1.83

وبالتالي فان "ت" دالة إحصائية .

<u>تمـا ريـن</u>

1- القيم التالية تعبر عن الدرجات التي حصل عليها مجمـــوعتين من الأفراد فى مقياس توهم المرض :

س	10	6	9	7	8	5	18
ص	3	5	11	6	8	9	-

حيث س هى مجموعة الذكور ، ص مجموعة الإناث .

<u>والمطلوب :</u>

حساب قيمة "ت" بالطريقة المناسبة من خلال التحقق من شــروط "ت" مع بيان إذا كانت دالة إحصائية أم لا عند مستوى دلالة 0.05

2- القيم التالية تعبر عن الدرجات التي حصل عليها مجمـــوعتين من الأفراد فى اختبار للذكاء .

س	27	31	38	25	36	21	39
ص	15	23	27	21	30	19	-

حيث س هى مجموعة الذكور ، ص مجموعة الإناث .

<u>والمطلوب :</u>

حساب قيمة "ت" بالطريقة المناسبة من خلال التحقق من شــروط "ت" مع بيان إذا كانت دالة إحصائية أم لا عند مستوى دلالة 0.05

3- القيم التالية تعبر عن الدرجات التي حصل عليها مجمــوعتين من الأفراد فى اختبار يقيس القدرة على التركيز .

س	9	5	8	6	7	4	17
ص	2	4	10	5	7	8	-

حيث س هى مجموعة الذكور ، ص مجموعة الإناث .

<u>والمطلوب :</u>

حساب قيمة "ت" بالطريقة المناسبة من خلال التحقق من شــروط "ت" مع بيان إذا كانت دالة إحصائية أم لا عند مستوى دلالة 0.05

4- القيم التالية تعبر عن الدرجات التي حصل عليها مجمـــوعتين من الأفراد في اختبار مادة الإحصاء .

س	8	4	5	3	2	7	9	10
ص	6	5	1	4	9	17	-	-

حيث س هي مجموعة الذكور ، ص مجموعة الإناث .

والمطلوب :

حساب قيمة "ت" بالطريقة المناسبة من خلال التحقق من شـــروط "ت" مع بيان إذا كانت دالة إحصائية أم لا عند مستوى دلالة 0.05

5- القيم التالية تعبر عن الدرجات التي حصل عليها مجمـــوعتين من الأفراد في اختبار مادة الحاسب الآلي .

س	9	13	14	12	17
ص	8	3	9	8	17

حيث س هي مجموعة الذكور ، ص مجموعة الإناث .

والمطلوب :

حساب قيمة "ت" بالطريقة المناسبة مـــع بيـــان إذا كانـــت دالـــة إحصائية أم لا عند مستوى دلالة 0.05

6- القيم التالية تعبر عن الدرجات التي حصل عليها مجموعتين من الأفراد في اختبار للاستيعاب .

س	7	15	15	11	12
ص	7	2	8	7	6

حيث س هى مجموعة الذكور ، ص مجموعة الإناث .

والمطلوب :

حساب قيمة "ت" بالطريقة المناسبة مع بيان إذا كانت دالة إحصائية أم لا عند مستوى دلالة 0.05

7- قمت بتطبيق اختبار على عينة قوامها 10 من الطلاب ثم تم تدريبهم على طريقة الاختبار لمدة أسبوعين وتم إجراء الاختبار مرة أخرى والجدول التالى يوضح درجات الطلاب فى الاختبارين :

درجات الاختبار الأول	30	27	25	32	15	22	17	18	16	28
درجات الاختبار الثانى	25	18	28	16	24	9	26	12	10	14

والمطلوب :

حساب قيمة "ت" بالطريقة المناسبة مع بيان إذا كانت دالة إحصائية أم لا عند مستوى دلالة 0.05

الفصل الرابع

معاملات الارتباط

الارتباط ومعناه :

تركز عدد من البحوث الاجتماعية على تحليل العلاقة بين أكثر من متغير حيث يهتم الباحث بتحديد كيف وإلى أي مدى يرتبط متغيرات أو أكثر، والإحصاءات المستخدمة في التحليلات ثنائية المتغير، فالمنطق متشابه إلى حد كبير وإن كانت الإحصاءات المستخدمة في دراسة العلاقات متعددة المتغير تتسم بدرجة كبيرة من التعقيد.

وعند تحليل العلاقة بين متغيرين يهتم الباحث بالإجابة عن ثلاثة تساؤلات هل ترتبط هذه المتغيرات ؟ وما هو اتجاه وشكل الارتباط الموجود ؟ هل هناك احتمال أن يكون الارتباط الذي تمت ملاحظته بين حالات العينة أحد خصائص المجتمع البحثي أم أن هذا الارتباط هو نتاج لصغر حجم العينة التي قد تكون غير ممثلة للمجتمع البحثي ؟

يمكن تحديد الارتباط بين متغيرين من خلال استخدام مجموعة من الإحصاءات تعرف باسم معاملات الارتباط ومعامل الارتباط هو رقم يلخص التحسن في تخمين القيم على متغير واحد لأي حالة على أساس معرفة قيم المتغير الثاني، فكلما ارتفع المعامل قوي الارتباط ، ومن ثم تحسنت قدرتنا التنبؤية أو التفسيرية. وتتراوح معاملات الارتباط بين صفر وواحد(أو −1)، وتشير القيم التي تقترب من 1 إلى وجود ارتباط قوي نسبياً أما تلك التي تقترب من صفر فتشير إلى ارتباط ضعيف نسبياً. ويتطلب كل مستوى قياس

أنواع مختلفة من الحسابات وبالتالي فلكل من هــذه المســتويات اختبارات ارتباط مختلفة.

إضافة إلى حجم الارتباط يهتم الباحث بمعرفة اتجاه العلاقــة بــين المتغيرين فهل هي علاقة طردية أو عكسية، وتجدر الإشارة هنـــا إلى أن مفهوم الاتجاه ليس له معنى على مستوى القياس الأسمى، حيث إن الأرقام على هذا المستوى من القيــاس مجــرد عنـــاوين للفئات، وبالتالي لا تتغير إشارات معاملات الارتباط الاسمية فكلها موجبة وتشير إلى مدى قوة الارتباط ، أما على مســتوى قيـــاس الفترة فإن الإشارات تتغير ولها دلالات هندسية على درجة عاليـــة نسبياً من التعقيد.

وأخيراً يهتم الباحث باختبارات الدلالة الإحصائية وهي الاختبارات التي توضح احتمال أن تكون العلاقات التي يلاحظها الباحث نتـــاج التحيز في عملية الاختبار بدلاً من أن تعكس علاقات موجودة فعلاً في مجمع البحث.

<u>أنـواع الارتـبـاط :</u>

بالطبع عرفنا أن قيمة معامل الارتباط محصورة فى الفترة المغلقة [-1 ، 1] وتتحدد نوعية الارتباط من الجدول التالى :

قيمة معامل الارتباط	نوع الارتباط
1+	ارتباط طردى تام
من 0.7 إلى أقل من 1+	ارتباط طردى قوى

من 0.4 إلى أقل من 0.7	ارتباط طردى متوسط
من صفر إلى أقل من 0.4	ارتباط طردى ضعيف
صفر	الارتباط منعدم
1-	ارتباط عكسي تام
من -0.7 إلى أقل من -1	ارتباط عكسى قوى
من -0.04 إلى أقل من -0.7	ارتباط عكسى متوسط
من صفر إلى أقل من -.04	ارتباط عكسى ضعيف

طرق حساب الارتباط :

1- معامل الاقتران :

يستخدم معامل الاقتران لحساب قيمة معامل الارتباط عندما يكون المتغيران المراد قياس الارتباط بينهم صفات والجدول المزدوج الذي يمثل العلاقة بينهم مكون من (4) خلايا فقط دون خلايا المجموع نستخدم القانون التالى لمعامل الاقتران :

$$\text{معامل الاقتران} = \frac{\text{أ}\times\text{د} - \text{ب}\times\text{جـ}}{\text{أ}\times\text{د} + \text{ب}\times\text{جـ}}$$

حيث أ ، ب ، جـ ، د هم الخلايا الأربع للجدول رباعى الخلايا كما بالشكل :

ب	أ
د	جـ

مـثـا ل :

قام أحد الباحثين بعمل بحث عن نسب المدخنيين مــن النـــوعين الذكور والإناث فحصل على بيانات الجدول التالى :

التدخين / النوع	ذكور	إناث	مج
يدخن	25	15	40
لا يدخن	5	55	60
مج	30	70	100

والمطلوب حساب قيمة معامل الارتباط بالطريقة المناسبة مع بيان نوع هذا الارتباط ؟

الحل :

الجدول مكون من أربعة خلايا فقط والمتغيران صفات لذا نستخدم معامل الاقتران :

$$\text{معامل الاقتران} = \frac{\text{أ}\times\text{د} - \text{ب}\times\text{جـ}}{\text{أ}\times\text{د} + \text{ب}\times\text{جـ}}$$

ء

$$\text{معامل الاقتران} = \frac{5\times15 - 55\times25}{5\times15 + 55\times25} = \frac{1300}{1450}$$

معامل الاقتران = 0.89

تحديد نوع الارتباط :

ارتباط طردى قوى .

2- معامل فاى :

يستخدم معامل فاى لحساب قيمة معامل الارتباط عندما يكون المتغيران المراد قياس الارتباط بينهم صفات أيضاً والجدول المزدوج الذي يمثل العلاقة بينهم مكون من (4) خلايا فقط دون خلايا المجموع نستخدم القانون التالى لحساب لمعامل فاى :

$$\text{معامل فاى} = \frac{\text{أ} \times \text{د} - \text{ب} \times \text{جـ}}{\sqrt{\text{هـ} \times \text{و} \times \text{ز} \times \text{ح}}}$$

حيث أ ، ب ، جـ ، د ، هـ ، و ، ز ، ح

هم خلايا الجدول الرباعى الخلايا كما بالشكل التالى :

الفكرة / النوع	ذكور	إناث	المجموع
مؤيد	أ	ب	ح
معارض	جـ	د	ز
المجموع	هـ	و	ن

والسؤال الآن : متى يستخدم معامل الاقتران ومتى يستخدم معامل فاى رغم تشابههما فى الشروط ؟

يستخدم معامل فاى إذا كنا نريد استخدام جميع خلايا الجـــدول أو إذا كنا نريد الحصول على القيمة الأقل لمعامل الارتبـــاط أو الأدق أما بخلاف ذلك نستخدم معمل الاقتران .

<u>مـثـا ل :</u>

قام أحد الباحثين بعمل بحث عن نسب المـــدخنين مـــن النـــوعين الذكور والإناث فحصل على بيانات الجدول التالى :

التدخين / النوع	ذكور	إناث	مج
يدخن	25	15	40
لا يدخن	5	55	60
مج	30	70	100

والمطلوب حساب قيمة معامل الارتباط بالطريقة المناسبة للحصول على القيمة الأقل والأدق لمعامل الارتباط مـــع بيـــان نـــوع هـــذا الارتباط ؟

الحل :

الجدول مكون من أربعة خلايا فقط والمتغيران صفات والمطلـــوب الحصول على القيمة الأقل والأدق لمعامل الارتباط لـــذا نســـتخدم معامل فاى :

$$\text{معامل فاى} = \frac{\text{أ} \times \text{د} - \text{ب} \times \text{جـ}}{\sqrt{\text{هـ} \times \text{و} \times \text{ز} \times \text{ح}}}$$

$$\text{معامل فاى} = \frac{5 \times 15 - 55 \times 25}{\sqrt{40 \times 60 \times 70 \times 30}}$$

$$\text{معامل فاى} = \frac{1300}{2245}$$

معامل فاي = 0.58

نوع الارتباط (ارتباط طردي متوسط)

تحديد نوع الارتباط :

ارتباط طردي متوسط .

التعليق :

نلاحظ أن قيمة معامل الاقتران أكبر من قيمة معامل فاى لحساب قيمة الارتباط لنفس المثال حيث أن معامل فاى أدق من معامل الاقتران لأنه يستخدم جميع خلايا الجدول .

3- معامل التوافق :

يستخدم معامل التوافق لحساب قيمة معامل الارتباط عندما يكون المتغيران المراد قياس الارتباط بينهم صفات أيضاً والجدول المزدوج الذي يمثل العلاقة بينهم يزيد عدد خلاياه عن (4) خلايا دون خلايا المجموع ونستخدم القانون التالى لحساب قيمة معامل التوافق :

$$\text{معامل التوافق} = \sqrt{\frac{\text{جـ} - 1}{\text{جـ}}}$$

حيث تحسب (جـ) من العلاقة :

$$\text{جـ} = \text{مجـ} \frac{\text{مربع الخلية}}{\text{مجموع صف الخلية} \times \text{مجموع عمود الخلية}}$$

مـثـا ل :

قام أحد الباحثين بعمل بحث عن المدخنين ومدى تأثرهم بمشاهدة برنامج خمسة لصحتك فحصل على بيانات الجدول التالى :

التدخين / مشاهدة البرنامج	يدخن	لا يدخن	مج
دائماً يشاهد البرنامج	62	116	178
غالباً يشاهد البرنامج	17	176	193
أحياناً يشاهد البرنامج	5	73	78
لا يشاهد البرنامج	3	20	23
مج	87	385	472

والمطلوب حساب قيمة معامل الارتباط بالطريقة المناسبة مع بيان نوع هذا الارتباط ؟

الحل :

الجدول تزيد عدد خلاياه عن أربعة خلايا والمتغيران صــفات لــذا نستخدم معامل التوافق :

$$\text{معامل التوافق} = \sqrt{\frac{\text{جـ} - 1}{\text{جـ}}}$$

حيث تحسب (جـــ) من العلاقة :

$$\text{جـ} = \text{مجـ} \frac{\text{مربع الخلية}}{\text{مجموع صف الخلية} \times \text{مجموع عمود الخلية}}$$

$$\text{جـ} = \frac{(62)^2}{87 \times 178} + \frac{(17)^2}{87 \times 193} + \frac{(5)^2}{87 \times 78} +$$

$$\frac{(3)^2}{87 \times 23} + \frac{(116)^2}{385 \times 178} + \frac{(176)^2}{385 \times 193} +$$

$$\frac{(73)^2}{385 \times 78} + \frac{(20)^2}{385 \times 23}$$

$$\text{جـ} = 0.248 + 0.017 + 0.004 + 0.005 + 0.196 +$$

$$0.417 + 0.178 + 0.045 = 1.11$$

$$\text{معامل التوافق} = \sqrt{\frac{1 - 1.11}{1.11}}$$

معامل التوافق = ٠.٣٢

ارتباط طردي ضعيف

4- معامل ارتباط بيرسون :

يستخدم معامل ارتباط بيرسون لحساب قيمة معامل الارتباط عندما يكون المتغيران المراد قياس الارتباط بينهم متغيرات كمية ويشترط تساوى عدد حالات كلاً من المتغيرين ونستخدم القانون التالى لحساب قيمة معامل ارتباط بيرسون :

ر : هو معامل ارتباط بيرسون ويحسب من العلاقة :

$$\text{ر} = \frac{\text{ن مجـ (س×ص)} - \text{مجـ س} \times \text{مجـ ص}}{\sqrt{[\text{ن مجـ س}^2 - (\text{مجـ س})^2] \times [\text{ن مجـ ص}^2 - (\text{مجـ ص})^2]}}$$

مثال :

الجدول التالى يوضح درجات مجموعة من الطلاب فى اختبار تم إجراؤه على نفس الطلاب مرتين متتاليتين والمطلوب حساب قيمة معامل الارتباط لبيرسون بين درجات الاختبارين ؟

درجة الاختبار الأول	3	5	9	8	2
درجة الاختبار الأول	4	6	7	4	3

الحل :

نفترض أن درجات الاختبار الأول هـــى "س" ودرجـــات الاختبـــار الثانى هى "ص" ثم نكون الجدول التالى :

س	ص	س×ص	$س^2$	$ص^2$
3	4	12	9	16
5	6	30	25	36
9	7	63	81	49
8	4	32	64	16
2	3	6	4	9
27	24	143	183	126

<u>حساب معامل الارتباط لبيرسون :</u>

$$ر = \frac{\text{ن مجـ (س×ص) − مجـ س × مجـ ص}}{\sqrt{[\text{ن مجـ }س^2 − (\text{مجـ س})^2] \times [\text{ن مجـ }ص^2 − (\text{مجـ ص})^2]}}$$

نعوض فى المعادلة السابقة :

$$ر = \frac{5 \times 143 - 27 \times 24}{\sqrt{[5 \times 183 - (27)^2] \times [5 \times 126 - (24)^2]}}$$

ر = 0.668

5- معامل ارتباط الرتب لسبيرمان :

يستخدم معامل ارتباط الرتب لسبيرمان لحساب قيمة معامل الارتباط عندما يكون المتغيران المراد قياس الارتباط بينهم متغيرات كمية ويشترط تساوى عدد حالات كلاً من المتغيرين أيضاً ونستخدم القانون التالى لحساب قيمة معامل ارتباط الرتب لسبيرمان:

$$ر = 1 - \frac{6\ مجـ\ ف^{2}}{ن\ (ن^{2} - 1)}$$

حيث :

ر : معامل ارتباط الرتب لسبيرمان

ف = رتب المتغير الأول – رتب المتغير الثانى

ن : عدد الحالات

مثال :

الجدول التالى يوضح درجات مجموعة من الطلاب فى اختبار تم إجراؤه على نفس الطلاب مرتين متتاليتين والمطلوب حساب قيمة معامل ارتباط الرتب لسبيرمان بين درجات الاختبارين ؟

درجة الاختبار الأول	3	5	9	8	2
درجة الاختبار الأول	4	6	7	4	3

<u>الحل :</u>

نفترض أن درجات الاختبار الأول هــى "س" ودرجــات الاختبــار الثانى هى "ص" ثم نكون الجدول التالى :

مع ملاحظة أنه إذا تم ترتيب قيم س تصاعدي لابد من ترتيب قيم ص تصاعدي والعكس بالعكس .

وهنا سوف نرتب القيم تصاعدي .

مع ملاحظة أنه إذا تساوى عددان أو أكثر فى القيمة يأخــذ كــل منهم متوسط ترتيبهم .

فمثلاً المتغير ص يوجد به رقمان متساويان هما (4،4) وترتيبهما (3،2) إذا يأخذ كل منهم متوسط الترتيب (2+3)/2 = 5/2 = 2.5 .

س	ص	رتب س	رتب ص	ف	$ف^2$
3	4	2	2.5	0.5−	0.25
5	6	3	4	1−	1
9	7	5	5	0	0
8	4	4	2.5	1.5	2.25
2	3	1	1	0	0
مج					3.5

<u>حساب معامل ارتباط الرتب لسبيرمان :</u>

$$ر = 1 - \frac{6 \text{ مجـ } ف^2}{ن (ن^2 - 1)}$$

$$ر = 1 - \frac{3.5 \times 6}{5 (1 - 25)}$$

$$ر = 1 - \frac{21}{5 \times 24}$$

$$ر = 1 - 0.175 = 0.825$$

<u>تحديد نوع الارتباط :</u>

ارتباط طردي قوى .

معنى الانحدار :

يهدف الانحدار إلى الإفادة من الارتباط فى التنبؤ ، فإذا علمنا معامل ارتباط درجات اختبار الحساب بدرجات اختبار الجبر ، وعلمنا درجة أى طالب فى اختبار الحساب فإننا نستطيع أن نتنبأ بدرجته فى الجبر وإذا علمنا درجة أى طالب آخر فى اختبار الجبر فإننا نستطيع أن نتنبأ بدرجته فى الحساب .

وقد سمى هذا المفهوم الإحصائي بالانحدار لأنه ينحدر فى تقديره الدرجات المختلفة نحو المتوسط ولذا تسمى معادلات الانحدار أحياناً بمعادلات خطوط المتوسطات .

حساب الانحدار :

تعتمد معادلات الانحدار معاملات الارتباط وعلى الانحرافات المعيارية وعلى المتوسطات فهي بذلك تستعين بأهم المقاييس الإحصائية فى حسابها لهذا التنبؤ .

أولاً : معادلة خط انحدار ص/س :

تتلخص معادلة خط انحدار ص على س فى الصورة التالية :

$$ص = ر \times \frac{ع_{ص}}{ع_{س}} (س - م_{س}) + م_{ص}$$

حيث :

ر = معامل ارتباط بيرسون ويحسب من العلاقة :

$$ر = \frac{\text{ن مجـ}(\text{س}\times\text{ص}) - \text{مجـ س} \times \text{مجـ ص}}{\sqrt{[\text{ن مجـ س}^2 - (\text{مجـ س})^2] \times [\text{ن مجـ ص}^2 - (\text{مجـ ص})^2]}}$$

ع $_{\text{س}}$ = الانحراف المعياري لقيم ص ويحسب من العلاقة :

$$ع_{\text{س}} = \sqrt{\frac{\text{مجـ ح}^2_{\text{س}}}{\text{ن}}}$$

ع $_{\text{س}}$ = الانحراف المعياري لقيم س ويحسب من العلاقة :

$$ع_{\text{س}} = \sqrt{\frac{\text{مجـ ح}^2_{\text{س}}}{\text{ن}}}$$

م $_{\text{س}}$ = متوسط قيم المتغير س

م $_{\text{س}}$ = متوسط قيم المتغير ص

الجدول التالى يوضح درجات خمس طلاب فى اختبارين الأول س والثانى ص والمطلوب حساب معادلة خـط انحـدار ص/س ثـم حساب قيمة ص عندما س = 10 .

الأفراد	أ	ب	ج	د	هـ
س	2	3	7	18	20
ص	5	7	6	12	10

<u>الحل :</u>

<u>حساب معامل ارتباط بيرسون :</u>

نكون الجدول التالى :

س	ص	س × ص	س^2	ص^2
2	5	10	4	25
3	7	21	9	49
7	6	42	49	36
18	12	216	324	144
20	10	200	400	100
50	40	489	786	354

$$\text{ر} = \frac{\text{ن مجـ (س×ص)} - \text{مجـ س} \times \text{مجـ ص}}{\sqrt{[\text{ن مجـ س}^2 - (\text{مجـ س})^2] \times [\text{ن مجـ ص}^2 - (\text{مجـ ص})^2]}}$$

$$ر = \frac{40 \times 50 - 489 \times 5}{\sqrt{[5 \times 786 - (50)^2] \times [5 \times 354 - (40)^2]}}$$

$$ر = 0.9$$

حساب المتوسطات :

$$م_{س} = \frac{مجـ س}{ن} = \frac{50}{5} = 10$$

$$م_{ص} = \frac{مجـ ص}{ن} = \frac{40}{5} = 8$$

حساب الانحراف المعياري :

نكون الجدول التالى :

س	ص	$ح_{س}$	$ح_{س}^2$	$ح_{س}$	$ح_{س}^2$
2	5	8-	64	3-	9
3	7	7-	49	1-	1
7	6	3-	9	2-	4
18	12	8	64	4	16
20	10	10	100	2	4
			286		34

$$ع_س = \sqrt{\frac{مجـ ح_س^2}{ن}} = \sqrt{\frac{286}{5}} = 7.56$$

$$ع_ص = \sqrt{\frac{مجـ ح_ص^2}{ن}} = \sqrt{\frac{34}{5}} = 2.61$$

<u>حساب معادلة خط انحدار ص/س :</u>

$$ص = ر \times \frac{ع_ص}{ع_س}\ (س - م_س) + م_ص$$

$$ص = 0.9 \times \frac{2.61}{7.56}\ (س - 10) + 8$$

$$ص = 0.31\ (س - 10) + 8$$

ص = 0.31 س – 3.1 + 8

معادلة خط انحدار ص/س هي

$$\boxed{\text{ص} = 0.31\ \text{س} + 4.9}$$

عندما س = 10 نستطيع التنبؤ بقيمة ص كالتالي :

ص = 0.31 × 10 + 4.9 = 8

ثانياً : معادلة خط انحدار س/ص :

تتلخص معادلة خط انحدار س على ص في الصورة التالية :

$$\text{س} = \text{ر} \times \frac{\text{ع}_{\text{س}}}{\text{ع}_{\text{ص}}} (\text{ص} - \text{م}_{\text{ص}}) + \text{م}_{\text{س}}$$

حيث :

ر = معامل ارتباط بيرسون ويحسب من العلاقة :

$$\text{ر} = \frac{\text{ن مجـ (س×ص)} - \text{مجـ س} \times \text{مجـ ص}}{\sqrt{[\text{ن مجـ س}^2 - (\text{مجـ س})^2] \times [\text{ن مجـ ص}^2 - (\text{مجـ ص})^2]}}$$

$\text{ع}_{\text{س}}$ = الانحراف المعياري لقيم ص ويحسب من العلاقة

$$ع_س = \sqrt{\frac{مجـ\ ح^2_س}{ن}}$$

$ع_س$ = الانحراف المعياري لقيم س ويحسب من العلاقة

$$ع_س = \sqrt{\frac{مجـ\ ح^2_س}{ن}}$$

$م_س$ = متوسط قيم المتغير س

$م_ص$ = متوسط قيم المتغير ص

مـثـا ل :

الجدول التالى يوضح درجات خمس طلاب فى اختبارين الأول س والثانى ص والمطلوب حساب معادلة خــط انحــدار س/ص ثــم حساب قيمة س عندما س = 8.

الأفراد	أ	ب	ج	د	هـ
س	2	3	7	18	20
ص	5	7	6	12	10

الحل :

حساب معامل ارتباط بيرسون :

نكون الجدول التالى :

س	ص	س × ص	$س^2$	$ص^2$
2	5	10	4	25
3	7	21	9	49
7	6	42	49	36
18	12	216	324	144
20	10	200	400	100
50	40	489	786	354

$$ر = \frac{ن\ مجـ (س \times ص) - مجـ س \times مجـ ص}{\sqrt{[ن\ مجـ س^2 - (مجـ س)^2] \times [ن\ مجـ ص^2 - (مجـ ص)^2]}}$$

$$ر = \frac{5 \times 489 - 50 \times 40}{\sqrt{[5 \times 786 - (50)^2] \times [5 \times 354 - (40)^2]}}$$

ر = 0.9

حساب المتوسطات :

$$\text{م}_{\text{س}} = \frac{\text{مجـ س}}{\text{ن}} = \frac{50}{5} = 10$$

$$\text{م}_{\text{س}} = \frac{\text{مجـ ص}}{\text{ن}} = \frac{40}{5} = 8$$

حساب الانحراف المعياري :

نكون الجدول التالى :

س	ص	$\text{ح}_{\text{س}}$	$\text{ح}^2_{\text{س}}$	$\text{ح}_{\text{س}}$	$\text{ح}^2_{\text{س}}$
2	5	-8	64	-3	9
3	7	-7	49	-1	1
7	6	-3	9	-2	4
18	12	8	64	4	16
20	10	10	100	2	4
			286		34

$$\text{ع}_{\text{س}} = \sqrt{\frac{\text{مجـ ح}^2_{\text{س}}}{\text{ن}}} = \sqrt{\frac{286}{5}} = 7.56$$

$$\text{ع}_{\text{س}} = \sqrt{\frac{\text{مجـ ح}^2_{\text{س}}}{\text{ن}}} = \sqrt{\frac{34}{5}} = 2.61$$

حساب معادلة خط انحدار س/ص :

$$س = ر \times \frac{ع_{س}}{ع_{ص}} (ص - م_{ص}) + م_{س}$$

$$س = 0.9 \times \frac{7.56}{2.61} (ص - 8) + 10$$

$$س = 2.6 (ص - 8) + 10$$

$$س = 2.6 ص - 20.8 + 10$$

معادلة خط انحدار س/ص هي

$$\boxed{س = 2.6 ص - 10.8}$$

عندما ص = 8 نستطيع التنبؤ بقيمة س كالتالي :

$$س = 2.6 \times 8 - 10.8 = 10$$

تمـا ريـن

1- احسب قيمة معامل الارتباط بالطريقة المناسبة ثم حدد نــوع هذا الارتباط .

الأفراد	أ	ب	جـ	د	هـ
علم النفس س	7	9	14	5	15
الصحة النفسية ص	11	13	15	6	10

2- احسب قيمة معامل الارتباط بالطريقة المناسبة ثم حدد نــوع هذا الارتباط .

الأفراد	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
س	جيد	مقبول	جيد	ممتاز	جيد جدا	مقبول	جيد جدا	جيد جدا	ضعيف جدا	ضعيف
ص	جيد جدا	ممتاز	مقبول	مقبول	مقبول	جيد	جيد	ممتاز	ضعيف	ضعيف جدا

3- احسب قيمة معامل الارتباط بالطريقة المناسبة ثم حدد نوع هذا الارتباط .

الأفراد	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
درجات الإحصاء س	8	9	11	10	2	4	3	5	7	6
درجات علم النفس ص	9	10	12	11	3	5	4	6	8	7

4- احسب قيمة معامل الارتباط بالطريقة المناسبة ثم حدد نوع هذا الارتباط .

س	11	12	13	19	7
ص	6	14	8	10	2

5- من الجدول الرباعي التالي :

س / ص	نعم	لا	مج
مؤيد	25	15	40
معارض	23	27	50
مج	48	42	90

احسب قيمة معامل الارتباط بالطريقة المناسبة ثم حدد نوع الارتباط ؟

6- احسب قيمة معامل الارتباط بالطريقة المناسبة ثم حدد نـــوع الارتباط ؟

ذكور	4	6	8	3	6
إناث	2	10	25	9	14

<u>7- من الجدول التالي :</u>

الجنس / الإجابة	ذكور	إناث	مج
موافق	32	22	54
معارض	14	10	24
محايد	4	8	12
مج	50	40	90

احسب قيمة معامل الارتباط بالطريقة المناســبة ثــم حــدد نـــوع الارتباط ؟

8- احسب قيمة معامل الارتباط بالطريقة الأكثر دقة والأقل قيمــة ثم حدد نوع الارتباط ؟

30	10
23	27

9- احسب معادلة خط انحدار ص/س

ثم احسب قيمة ص عندما س = 10

س	7	9	6	5	3
ص	5	3	6	7	9

10- احسب معادلة خط انحدار س/ص

ثم احسب قيمة س عندما ص = 10

س	7	9	6	5	3
ص	5	3	6	7	9

11- احسب معادلة خط انحدار ص/س

ثم احسب قيمة ص عندما س = 20

س	21	24	22	23	25
ص	15	12	12	14	11

12- احسب معادلة خط انحدار س/ص

ثم احسب قيمة س عندما ص = 10

س	21	24	22	23	25
ص	15	12	12	14	11

13- احسب معادلة خط انحدار ص/س

ثم احسب قيمة ص عندما س = 10

س	6	3	4	2	5
ص	8	4	5	3	5

14- احسب معادلة خط انحدار س/ص

ثم احسب قيمة س عندما ص = 20

س	6	3	4	2	5
ص	8	4	5	3	5

الفصل الخامس

بعض الطرق الإحصائية اللامعلمية

الفصل الخامس

بعض الطرق الإحصائية اللامعلمية

كما أوضحنا من قبل فإن الأساليب الإحصائية المعلمية تقوم على فرضية أن الظاهرة أو الظواهر موضوع الدراسة تتوزع توزيعا اعتداليا داخل المجتمع الخاضع للدراسة إضافة لذلك لابد أن تكون العينة المشتقة من المجتمع عينة ممثلة لهذا المجتمع وأن يكون عددها كبيرا نسبيا لا يقل عن ٣٠ أو ربما ٥٠.

ولكن في بعض الأحيان قد تكون البيانات العددية المتاحة للباحث إما أصغر من ذلك العدد أو ليست بصورة جيدة للمجتمع المشتقة منه أو أن الباحث يشك في مدى اعتدالية الظاهرة التي يقيسها، في هذه الحالات وأمثالها، لا يصح استخدام الأساليب الإحصائية المعلمية إنما نلجأ إلى الطرق الإحصائية اللامعلمية هذه الطرق لا تستلزم اعتدالية التوزيع للظاهرة موضوع الاهتمام كما تصلح للأعداد الصغيرة وهنا تكون هذه الطرق هي البديل للطرق الإحصائية المعلمية.

هذا، وسوف نقتصر في دراستنا للطرق الإحصائية اللامعلمية، لذلك الطرق التي تصلح للمقارنة بين عينين مستقلتين وأهم هذه الطرق: اختبار فيشر، اختبار كولموجورف – سيمرنوف – اختبار الوسيط – اختبار مان – وتيني.

١- اختبار فيشر Fisher exact test

يقوم بعض الباحثين بتصميم تجارب أو مواقف تربوية أو نفسية أو اجتماعية لدراسة تأثير أحد المتغيرات المستقلة على متغير تابع معين وتكون البيانات الخاصة لكل متغير منها اسمية ثنائية التصنيف فمثلا تعتبر دراسة أثر طريقة تدريس معينة على النتيجة النهائية للتحصل كنوع من الدراسات التي

تستخدم هذه التصاميم في حالة استخدام الباحث لطريقتين للتدريس (أ)، (ب) تطبق على عينتين مستلقتين واعتبار النتيجة النهائية هي الرسوب أو النجاح، فطريقة التدريس تعتبر متغيرا مستقلا والنتيجة النهائية للتحصيل متغيرا تابعا.

وفي مثل هذه التصاميم تكون العينتان مستقلتين أي يتم اختيار أفراد كل منها بطريقة عشوائية ويخضع أفراد كل عينة لطريقة تدريس واحدة دون الأخري وتكون النتيجة واحدة أما النجاح أو الرسوب.

إن الباحث في مثل هذه الحالة يمكنه استخدام اختبار فشر لاختبار فرضيته الصفرية التي تقول بعدم وجود فرق ذي دلالة إحصائية بين النتائج النهائية لتحصيل العينتين أي لا يوجد فرق بين الطريقتين (أ)، (ب) في التدريس.

ويتطلب استخدام هذا الاختبار تنظيم البيانات في جدول توافق (٢×٢، ويصمم الجدول كما هو موضح في الجدول (٥-١) بحيث يكون المتغير المستقل في الجهة اليمني والمتغير التابع في الجهة العليا من الجدول ويحتوي جدول التوافق على أربع خلايا أ، ب، جـ، د على التوالي حيث تتضمن كل خلية عدد التكرارات الخاصة بمستوي واحد من المتغير المستقل ومستوي آخر من المتغير فقط

جدول (٥-١) جدول توافق (٢×٢)

	ص س	ص١	ص٢	
المتغير المستقل	س١	أ	ب	ك١
	س٢	جـ	د	ك٢
		ع١	ع٢	

فعلي سبيل المثال لو أن الباحث في المثال المذكور آنفا أراد دراسة تأثير طريقة التدريس (س) وهي المتغير المستقل على تحصيل التلاميذ (ص) وهو المتغير التابع، وكان للمتغير المستقل مستويان س١، س٢ وكذلك للمتغير التابع ص١، ص٢. ثم قام باختيار عينتين مستقلتين إحداهما من (١٠) تلاميذ والأخرى من (٨) فقط ثم طبق إحدى الطريقتين على العينة الأولى والطريقة الأخرى على العينة الثانية وبعد الانتهاء من فترة التجربة وجد أن (٦) من العينة الأولى قد اجتازوا اختبار التحصيل المعد مسبقا لهذا الغرض في حين اجتاز (٤) فقط من العينة الثانية نفس الاختبار فإن جدول التوافق يتم تنظيمه على النحو الموضح في جدول (٥-٢).

ولأجل اختبار الفرضية الصفرية التي تقول بعدم وجود أي فرق ذو دلالة إحصائية بين العينتين التجريبية التي تستخدم طريقة س١ والضابطة التي تستخدم طريقة س٢ لابد من إيجاد قيمة (ف) ثم مقارنتها بالقيم النظرية المعروضة بالجدول المعد لهذا الغرض ويمكن استخراج قيمة (ف) على النحو التالي:

جدول (٥-٢)

تحصيل التلاميذ وفقا للطريقتين (أ)، (ب)

	ناجح	راسب	
طريقة س١	(أ) ٦	(ب) ٤	١٠ (ك١)
طريقة س٢	(جـ) ٥	(د) ٣	٨ (ك٢)
	(ع) ١١	(ع٢) ٧	١٨ن

ف = أ د – ب جـ

ف= (٦×٣) – (٤×٥)

ف= ١٨ – ٢٠ = –٢

ولكي نقارن قيمة المحسوبة بالقيمة النظرية الموجودة في الجدول (الملحق ٦) ينبغي أن نلاحظ جدول التوافق ونحدد أكبر مجموع جزئي (أي ع١، ع٢، ك١، ك٢) وفي حال هذا المثال، فإن أكبر مجموع هو (١١) فيتحدد قيمة ع١=١١، ثم يليها قيمة ع٢= ٧ ثم نلاحظ أكبر قيمة للمجموع الجزئي الأفقي نجد أن ك١ = ١٠ وك٢ = ٨

ومن هنا أصبحت لدينا القيم:

ع١ = ١١، ع٢ = ٧، ك١= ١٠، ك٢= ٨

فإذا أراد الباحث اختبار فريضة الصفرية التي تقول بعدم وجود فرق ذي دلالة إحصائية بين العينتين باستخدام اختبار ذي النهايتين وعند مستوى الدلالة ٠.٠٥ مثلا فلابد من الرجوع إلى الجدول (الملحق ٦) وملاحظة القيمة الموجودة مقابل القيم المحسوبة (ع١، ع٢، ك١، ك٢ وهي (١١، ٧، ١٠، ٨) على التوالي وسنجد أن القيمة المطلوبة مقدارها (٥٢).

وحيث أن قيمة (ف) المحسوبة =–٢، فإن الباحث لا يستطيع رفض الفرضية الصفرية وذلك لأن رفض الفرضية يتطلب قيمة أكبر من (٥٢) أو أصغر من (–٥٢) ومن الطبيعي فإن نفس الفرضية لا يمكن رفضها عند مستويات الدلالة الأخرى ٠.٠١ أو ٠.٠٠١.

٢-اختبار كولموجورف- سميرنوف The kolomogrov smirnov test

يستخدم اختبار كواموجورف – سمرنوف (ك) لاختبار الفروق بين عينتين عندما تكون البيانات الخاصة بين أحد المتغيرين اسمية والثانية رتبية ويمكن استخدامه في حالة البيانات الاسمية لكلا المتغيرين ففي دراسة أثر التخصص الدراسي في المرحلة الثانوية (علمي – أدبي) على تقدير الطالب بعد تخرجه في الجامعة من كلية يقبل فيها الطلبة من كلا الفرعين الأدبي والعلمي كالاقتصاد أو التجارة مثلا فإن هذه الطريقة الإحصائية تكون بأنه لا توجد علاقة بين التخصص في المرحلة الثانوية (علمي – أدبي) وبين تقدير الطالب عند تخرجه من كلي التجارة أو الاقتصاد (ممتاز، جيد جدا، جيد، مقبول، ضعيف) لنفرض أن عدد خريجي كلية التجارة والاقتصاد بإحدى الجامعات في سنة معينة كان (١٥٠) منهم (٧٠) من خريجي الثانوية الفرع العلمي و(٨٠) من الفرع الأدبي وكانت تقديراتهم كما هي موضحة في الجدول (٥-٤)

فإذا أردنا اختبار الفرضية الصفرية التي تقوم بعدم وجود فرق بين نتائج الطلبة ذوى الخلفية العلمية في الدراسة الثانوية وبين نتائج الطلبة ذوى الخلفية الأدبية، فإننا نتبع الخطوات التالية:

الجدول (٥-٤)

تقديرات خريجي كلية التجارة والاقتصاد حسب تخصصهم في المرحلة الثانوية

	ممتاز	جيد جدا	جيد	مقبول	ضعيف	المجموع حجم العينة
العلمي	١٤	٤٤	٦	٣	٣	٧٠
الأدبي	١٠	٦٥	٤	١	صفر	٨٠

١- نحول التكرارات (ك) في الجدول (٥-٤) إلى تكرارات متجمعة (ك م) وذلك عن طريق إضافة كل تكرار إلى التكرار الذي يليه فتصبح المتجمعة بالنسبة للفرع العلمي كما يأتي:

١٤ التكرار الأول

١٤ (ممتاز) + ٤٤ (جيد جدا) = ٥٨ التكرار المجتمع الذي يلي التكرار الأول

٥٨ + (جيد) = ٦٤ التكرار المجتمع الثالث

٦٤+ ٣(مقبول) = ٦٧ التكرار المجتمع الرابع

٦٧+٣ (ضعيف) = ٧٠ التكرار المجتمع الخامس

ويلاحظ هنا أن التكرار المجتمع الأخير يمثل عدد أفراد عينة المجموعة الأولى (عدد خريجي الفرع العلمي) أي أن ن١ = ٧٠

وبنفس الطريقة نلاحظ أن التكرارات المتجمعة للفرع الأدبي هي ١٠، ٧٥، ٧٩، ٨٠، ٨٠ على التوالي أى أن ن٢ = ٨٠، ويمكن عرض هذه البيانات كما في الجدول (٥-٥).

٢- تقدير نسبة التكرارات المتجمعة بقسمة كل تكرار متجمع على حجم العينة ثم يستخرج الفرق المطلق بين النسبتين في كل فئة من فئات التقدير أي تعمل الإشارات فتكون البيانات كما في الجدول (٥-٦)

الجدول (٥-٥) التكرارات المتجمعة للبيانات الموجودة في الجدول (٥-٤)

	التكرار المتجمع				
المجموعة الأولى (العلمي)	١٤	٥٨	٦٤	٦٧	٧٠
المجموعة الثانية (الأدبي)	١٠	٧٥	٧٩	٨٠	٨٠

الجدول (٥-٦)

نسبة التكرارات المتجمعة والفروق الملقة في كل فئة من فئات التقدير

المجموعة الأولى (علمي)	$\frac{١٤}{٧٠}$ (٠.٢٠)	$\frac{٥٨}{٧٠}$ (٠.٨٣)	$\frac{٦٤}{٧٠}$ (٠.٩١)	$\frac{٦٧}{٧٠}$ (٠.٩٦)	$\frac{٧٠}{٧٠}$ (١.٠٠)
المجموعة الثانية (أدبي)	$\frac{١٠}{٨٠}$ (٠.١٣)	$\frac{٧٥}{٨٠}$ (٠.٩٤)	$\frac{٧٩}{٨٠}$ (٠.٩٩)	$\frac{٨٠}{٨٠}$ (١.٠٠)	$\frac{٨٠}{٨٠}$ (١.٠٠)
الفرق المطلق (ف)	٠.٠٧	٠.١١	٠.٠٨	٠.٠٤	صفر

٣- نحدد أكبر فرق مطلق في الجدول (٥-٦) وهو = ٠.١١

٤- تستخرج قيمة (ك) المحسوبة بالمعادلة التالية:

$$ك = ف \sqrt{\frac{ن١ \times ن٢}{ن١ + ن٢}}$$

حيث أن ف = اكبر فرق مطلق بين نسب التكرارات المتجمعة

وأن ن١ = عدد الطلاب ذوى الخلفية العلمية

وأن ن٢ = عدد الطلاب ذوى الخلفية الأدبية

$$ك = ٠.١١ \sqrt{\frac{٧٠ \times ٨٠}{٧٠+٨٠}} = ٠.١١ \sqrt{\frac{٥٦٠٠}{١٥٠}}$$

$$= ٠.١١ \sqrt{٣٧.٣٣} = ٠.١١ \times ٦.١١ = ٠.٦٧$$

٥- نقارن القيمة المحسوبة (٠.٦٧) مع القيمة النظرية لـ (ك) والتي يمكن استخراجها من الجدول (٥-٧) أدناه فإذا كانت القيمة المحسوبة أكبر من القيمة النظرية المستخرجة من الجدول فهذا يعن أن الفرق ذو دلالة إحصائية أما إذا لم تكن هذه القيمة المسحوبة أكبر فلا يمكن رفض الفرضية الصفرية وبالتالي لا يكون الفرق ذا دلالة إحصائية.

الجدول (٥-٧) القيم النظرية لاختبار – كولموجورف – سيمرنوف (ك)

اختبار ذى النظرية الواحدة	٠.٠٥	٠.٠٢٥	٠.٠١	٠.٠٠١
اختبار ذى النهايتين	٠.٠١	٠.٠٥	٠.٠٢	٠.٠٢٢
(ك)	١.٢٢	١.٣٦	١.٥١	١.٨٦

نلاحظ أن القيمة النظرية في اختبار ذى النهاية الواحدة عند مستوي الدلالة ٠.٠٥ يجب أن تكون (١.٢٢) أو (١.٣٦) عند نفس مستوي الدلالة في اختبار ذي النهايتين، وبما أن القيمة المحسوبة ٠.٦٧ أصغر من أي هاتين القيمتين، فإننا نقبل الفرضية الصفرية ولا يمكن رفضها، ونستنتج من ذلك بأنه ليس هناك فرق ذو دلالة إحصائية بين المجموعتين من حيث تقديراتهم النهائية بعد تخرجهم من كلية التجارة والاقتصاد.

٣) اختبار مان ويتني (ي) لعينتين مستقلتين

يعتبر اختبار مان وتني (ي) من الأساليب الإحصائية اللامعلمية التي شاع استخدامها في التحليلات الإحصائية بشكل كبير في السنوات القليلة الماضية، ويستخدم هذا الاختبار للمقارنة بين عينتين مستقلتين عندما تكون البيانات عددية بطبيعتها وهو غالبا ما يستخدم عوضا عن الاختبار التالي.

واختبار (ي) يستند إلى أساس أنه إذا كانت الدرجات الخاصة بمجموعتين متشابهتين مرتبة معا وكأنها مجموعة واحدة فإنه سيكون هناك تمازج بين رتب المجموعتين ولكن إذا تفوقت إحدى المجموعتين على المجموعة الأخري فإن معظم رتب المجموعة المتفوقة ستكون أعلى من رتب المجموعة الدنيا ولذا فإن قيمة (ي) تحسب بعد دمج رتب المجموعتين معا ثم يحسب عدد الرتب الخاصة بالمجموعة العليا والتي تقع تحت رتب المجموعة الدنيا.

ويمكن استخدام اختبار (ي) في حالة العينات الصغيرة جدا التي لا يتجاوز عدد أفرادها (٨) كما يمكن استخدامه في حالة العينات ذات الأحجام المتوسطة (٩–٢٠) وكذلك العينات التي يزيد عدد أرادها عن ٢٠.

ولذلك ، فإن قيمة (ى) يمكن أن تحسب بواحدة من ثلاث طرق مختلفة ، ويتم اختيار الطريقة المناسبة في ضوء حجم كل من العينتين التي تجري المقارنة بينهما وفيها يلي عرض لكل من الطرق الثلاث لحساب قيمة (ى).

أولا : في حالة العينات الصغيرة :

تعتبر العينة صغيرة إذا كان حجمها لا يزيد على (٨) . وكمثال على استخدام الطريقة الأولى لاختبار "مان – ويتني" (ى) . لنفرض أن أحد الباحثين

اختار عينتين عشوائيتين تتألف العينة الأولى من (٥) أفراد ، وتتألف العينة الثانية من (٣) أفراد . ثم قام بتطبيق اختبار معين على هاتين العينتين فحصل كل فرد من العينتين على الدرجات التالية:

درجات العينة (أ) = ٢١،١٨،١٣،١٢،١٠ – درجات العينة (ب) = ١٥،١٤،٩.

فهل هناك فرق ذو دلالة إحصائية بين العينتين ؟

إن الفرضية الصفرية التي نقوم باختيارها هنا هي " لا توجد فرق ذو دلالة إحصائية بين درجات العينتين أ،ب " . ولإجراء العمليات الإحصائية اللازمة لاختبار هذه الفرضية بهذه الطريقة الإحصائية ، فلا بد إيجاد قيمة (ى) المحسوبة .

لنفرض أن عدد أفراد العينة الأولي (أ) = ن٢ ، وأن عدد العينة الثانية (ب) = ن١. وهذا يعني أن ن٢ = ٥ ،ن١ = ٣

والآن نقوم بتنظيم الدرجات الخاصة بالمجموعتين ووضعهما بشكل رتبي من أصغر إلى أكبر درجة. وتتم هذه العملية بع خلط درجات العينتين معا ، وبهذا تصبح الدرجات مرتبة كما يأتي :

الدرجات	٩	١٠	١٢	١٣	١٤	١٥	١٨	٢١
العينة	ب	أ	أ	أ	ب	ب	أ	أ

وفي الخطوة التالية نقوم باستخراج قيمة (ى) وذلك بحساب عدد الدرجات من المجموعة(أ) والتي كان ترتيبها تحت أو يسبق كل درجة من درجات المجموعة (ب) . أو بكلمة أخرى نلاحظ كم من الدرجات (أ) تكون في ترتيبها أقل من أي درجة من درجات المجموعة (ب).

ومن ملاحظة الدرجات السابقة بعد ترتيبها يبدو أن الدرجة الأولي من المجموعة(ب) وقيمتها (٩) لا تسبقها أية درجة من درجات المجموعة (ا) أي أن

هناك (صفرا) من درجات المجموعة(أ) أقل من الدرجة الأولي للمجموعة (ب). أما الدرجة الثانية في المجموعة (ب) فهي (١٤) . ويلاحظ أن هناك ثلاث درجات في المجموعة (أ) دون الدرجة (١٤) وهي : ١٣،١٢،١٠ على التوالي ، كما أن هناك ثلاث درجات من المجموعة (أ) تقع تحت الدرجة (١٥) من المجموعة (ب).ومن هنا فإن قيمة (ى) =صفر +٣+٣ =٦. أي أن (ى) هي عبارة عن عدد المرات التي يكون فيها (١) أقل من (ب) . وبنفس الطريقة يمكن حساب عدد المرات التي يكون فيها (ب) أقل من (أ) فيكون: (ى)=١+١+١+٣+٣ = ٩

يلاحظ أنه أصبحت لدينا قيمتان محسوبتان لـ (ى) وهما ٦،٩ . نقوم عادة باختيار أصغر القيمتين وهي في هذه الحالة (٦) ثم نرجع إلى الجدول (ملحق ٧) لكي نستخرج القيمة النظرية.

ويلاحظ في الجدول بأنة علينا في حالة كون العينة (٨) أو أقل أن نختار الجدول الفرعي المناسب . ويعتبر (ن٢) عن حجم العينة الأكبر عادة، ففي المثال السابق كان حجم العينة الأكبر (ن٢) = ٥، ولذا فيجب أن نختار الجدول الفرعي الذي يستخدم عندما (ن٢) = ٥ ،وبعد معرفة الجدول الفرعي المطلوب نحدد موقع (ن١) في السطر الأول الأعلى الذي يحتوي على الأرقام ٥،٤،٣،٢،١ .ثم ننظر إلى يبدأ بالصفر وينتهي بالعدد (١٣). حيث أن قيمة (ى) المحسوبة = ٦ .نلاحظ أن مستوي الدلالة المقابل لهذه القيمة وتحت الرقم (٣) = ٠.٣٩٣ . في اختبار ذي النهاية الواحدة ، ويكون في اختبار ذي النهايتين = ٠.٧٨٦ وهذا يعني أن بين العينتين غير ذي دلالة إحصائية عند مستوي (٠.٠٥).

ومن الجدير بالذكر أن الفرق الذي قمنا باختياره همنا ليس الفرق بين وسطين حسابيين وإنما الفرق بين توزيعي المجتمعين .

ثانيا : في حالة العينات المتوسطة الحجم :

لاحظنا أنه عندما يكون حجم العينة لا يتجاوز (٨) فإن طريقة حساب قيمة (ى) تكون بالشكل الذي تم توضيحه آنفا، إلا أن هذه الطريقة تصبح مملة عندما يزداد حجم العينة . ولذا فإن هناك طريقة إحصائية آخري تستخدم عندما يكون حجم عينة من العينتين يتراوح بين (٩–٢٠) فردا ، تستخدم المعادلة التالية لاستخراج قيمة (ى).

$$ى_{١} = ن_{١}\, ن_{٢} + \frac{ن_{١}(ن_{١}+١)}{٢} - ر_{١}$$

أو

$$ى_{٢} = ن_{١} ن_{٢} + \frac{ن_{٢}(ن_{٢}+١)}{٢} - ر_{٢}$$

حيث أن : $ن_{١}$ = عدد أفراد العينة الأولي .

$ن_{٢}$ = عدد أفراد العينة الثانية .

$ر_{١}$ = مجموع رتب درجات أفراد العينة الأولي.

$ر_{٢}$ = مجموع رتب درجات أفراد العينة الثانية.

وكمثال على استخدام اختيار "مان – ويتني " (ى) ، لنفرض أن باحثا أراد دراسة أثر مشاهدة البرامج التليفزيونية على كمية المعلومات العامة لدي طلبة المرحلة الثانوية ،لأجل اختبار فرضيته الإحصائية التي تقول بعدم وجود تأثير للبرامج التليفزيونية على كمية المعلومات العامة ، قام الباحث باختيار عينتين عشوائيتين من طلبة المرحلة الثانوية حيث أخضعت المجموعة الأولي (أ) لمشاهدة برامج

تليفزيونية معينة لمدة شهر، ولم تخضع المجموعة (ب) لمشاهدة أي برنامج تلفزيوني ، ثم بعد انتهاء المدة المقررة طبق اختبار معلومات عامة على المجموعتين ، وكانت النتائج كما هي موضحة في الجدول (٥-١٠) : ولأجل أن يختبر الباحث فرضيته الصفرية يقوم بإتباع الخطوات التالية :

المجوعة (أ)		المجموعة (ب)	
		الدرجة	الرتبة
		٦٥	٢٠
الدرجة	الرتبة	٦٢	١٦
–	–	٥٩	١١
٦٠	١٣	٦٢	١٦
٦٢	١٦	٦٧	٢٢
٤٧	٢	٥١	٩
٥٤	٧.٥	٥٦	١٠
٦٠	١٣	٦٨	٢٣
٤٨	٣	٦٩	٢٤
٦٤	١٨.٥	٤٥	١
٥٠	٥	٦٤	١٨.٥
٥٤	٧.٥	٥٥	٩
		٦٠	١٣
		٧٠	٢٥
ن١ = ١٠		ن٢ = ١٥	
ر١ = ٨٩.٥		ر٢ = ٢٣٥.٥	

١-ترتيب درجات المجموعتين وكأنهما درجات مجموعة واحدة حيث يعطي الترتيب (١) لأصغر درجة وهي في هذا المثال (٤٥) ثم الرتبة الثانية للدرجة التي تليها

وهي في هذا المثال(٤٧) وهكذا بالنسبة لجميع الدرجات الأخرى. أما الرتب الخاصة بالدرجات المتشابهة فتعطي توسط الرتب الخاصة لها . فمثلا نلاحظ أن الدرجة التي تكون بعد الدرجة (٥١) مباشرة هي الدرجة (٥٤) وحيث أن ترتيب الدرجة (٥١) هو(٦) فهذا يعني أن ترتيب الدرجة(٥٤) هو(٧) ولكن يلاحظ أن الدرجة الثالثة في الترتيب (٨) هي(٥٤) أيضا. وحيث أن الدرجتين متشابهتان وهما (٥٤) ويكون ترتب إحداهما (٧) والأخرى (٨) فهذا يعني أن ترتيب كل منهما سيكون متوسط مجموع الرتبتين أي : =٧.٥. وبنفس الطريقة يستخرج ترتيب الدرجات المتشابهة الأخرى وتصبح الرتب كما هي موضحة في العمودين الثاني والرابع من الجدول (٥-١٠).

٢-تجمع رتب كل مجموعة على حده لاستخراج قيمة (ر١)،(ر٢) ويلاحظ أن (ر١) = ٨٩.٥ . و ر٢ = ٢٣٥.٥ .

٣-تحسب قيمة (ى١) وفقا للمعادلة المذكورة آنفا وكما يأتي :

$$ى١ = ن١ ن٢ + \frac{ن١ + ١}{٢} - ر$$

$$= (١٠)(١٥) + \frac{١٠(١٠ + ١)}{٢} - ٨٩.٥$$

$$= ١٥٠ + \frac{١٠\times١١}{٢} - ٨٩.٥$$

$$= 150 + \frac{110}{2} - 89.5$$

$$= 150 + 55 - 89.5 = 205 - 89.5 = 115.5$$

وتحسب قيمة (ى٢) بنفس الطريقة كما يأتي :

$$ى_2 = ن_1 ن_2 + \frac{ن_2(ن_2+1)}{2} - ر_2$$

$$= (10)(15) + \frac{15(15+1)}{2} - 235.5$$

$$= 150 + \frac{15\times16}{2} - 235.5$$

$$= 150 + 120 - 235.5 = 270 - 235.5 = 34.5$$

٤-وبعد حساب قيمة (ى) في الحالتين تؤخذ القيمة الصغرى وهي (٣٤.٥) ثم تقارن بالقيمة النظرية من جدول (الملحق ٧) ، حيث نلاحظ عند مستوي الدلالة ٠.٠٥ في اختبار ذو النهايتين عندما تكون ن١ = ١٠ و ن٢ =١٥.

إن القيمة النظرية لـ (ى) =٣٩

وحيث أن ٣٤.٥ أصغر من ٣٩. فهذا يعنى أنه يمكن للباحث رفض الفرضية الصفرية عند مستوي الدلالة ٠.٠٥ في اختبار ذي النهايتين ، ويمكن الاستنتاج من ذلك أن المجموعتين من الطلبة تختلفان من حيث كمية المعلومات العامة لديهما . ويمعني آخر أن للبرامج التليفزيونية تأثيرا على كمية المعلومات لدي طلبة المرحلة الثانوية .

أما إذا أراد الباحث اختبار فرضيته الصفرية عند مستوي الدلالة ٠.٠١ في اختبار ذي النهاية الواحدة فنلاحظ أن القيمة النظرية لـ (ى) = ٣٣ وحيث أن ٣٤.٥ أكبر من ٣٣ ، إذن لا يمكن رفض الفرضية الصفرية عند مستوي ٠.٠١ في اختبار ذي النهاية الواحدة.

وبصورة عامة فإن الفرضية الصفرية يمكن رفضها إذا كانت القيمة الصغرى المحسوبة لـ(ى) تساوي أصغر من قيمة (ى) النظرية المستخرجة من الجدول ، وهذا عكس ما تعودنا علية في رفض الفرضية الصفرية عندما تكون القيمة المحسوبة أكبر وليست أصغر من القيمة النظرية .

<u>ثالثا : في حالة العينات الكبيرة</u>

عندما يكون عدد أفراد العينة الكبيرة يزيد على (٢٠) فإن قيمة (ى) المحسوبة يتم تحويلها إلي درجة معيارية بواسطة معادلة خاصة هي :

$$\text{د} = \frac{\text{ي} - \dfrac{\text{ن}_{١}\,\text{ن}_{٢}}{٢}}{\sqrt{\dfrac{\text{ن}_{١}\text{ن}_{٢}(\text{ن}_{١}+\text{ن}_{٢}+١)}{١٢}}}$$

وعندما يتم استخراج قيمة (د) يستخدم جدول التوزيع الطبيعي المعياري (الملحق ٤) لإيجاد احتمال ظهور هذه الدرجة تحت المنحني الطبيعي. ويمكن استخدام هذه المعادلة حتى في العينات ذات الحجم المتوسط. فعل سبيل المثال يمكن استخدام هذه المعادلة للبيانات الخاصة بالمثال السابق حيث ظهر أن قيمة (ى) المحسوبة = ٣٤.٥ . ون١ = ١٠، ن٢ =١٥ . فلأجل اختبار الفرضية الصفرية باستخراج قيمة الدرجة المعيارية نتبع الإجراءات التالية :

$$د = \frac{٣٤.٥ - \frac{(١٠)(١٥)}{٢}}{\sqrt{\frac{(١٠)\ (١٥)\ (١٠+١٥+١)}{١٢}}} = \frac{-٤٠.٥}{\sqrt{٣٢٥}} = \frac{-٤٠.٥}{١٨.٠٢}$$

∴ د = −٢.٢٤٧

وحيث أن الدرجة المعيارية اللازمة لرفض الفرضية الصفرية عند مستوي الدلالة ٠.٠٥ في اختبار ذي النهايتين يجب أن تكون مساوية أو أكبر من ١.٩٦ أو مساوية أو أصغر من −١.٩٦ . وبما أن قيمة (د) المحسوبة هي (٢.٢٤٧) أصغر من (−١.٩٦) فهذا يعني أنه يمكن رفض الفرضية الصفرية عند مستوي الدلالة ٠.٠٥ في اختبار ذي النهايتين ونصل إلي نفس الاستنتاج الذي توصلنا إليه آنفا.

قائمة المراجع

١- جابر عبد الحميد جابر : مهارات البحث التربوي،القاهرة ، دار النهضة العربية، ١٩٩٣ .

٢- رمزية الغريب : التقويم والقياس النفسي والتربوي ، القاهرة ، مكتبة الأنجلو المصرية، ١٩٩٦.

٣- عبد الجبار توفيق: التحليل الإحصائي في البحوث التربوية والنفسية والاجتماعية " الطرق اللامعملية "، الكويت ، مؤسسة الكويت للتقدم العلمي، ١٩٨٥، الطبعة الثانية.

٤- فؤاد أبو حطب وأمال صادق : مناهج البحث وطرق التحليل الإحصائي ،القاهرة ، الأنجلو المصرية، ١٩٩١،الطبعة الأولي.

٥- فؤاد البهي السيد : علم النفس الإحصائي وقياس العقل البشري ، القاهرة ، دار الفكر العربي، ١٩٨٤، الطبعة الثالثة .

٦- محمود السيد أبو النيل : الإحصاء النفسي والاجتماعي والتربوي ، القاهرة ، مكتبة الخانجى، ١٩٨٤، الطبعة الرابعة.

٧- محمود عبد الحليم منسي: مقدمة في الإحصاء النفسي والتربوي ، القاهرة ، دار المعارف، ١٩٨٠.

8-Kiess.harold . Statistical concepts for the behavioral sciences Boston. Allyn and bacon.1996.2nd ed.