الفصل الخامس

الأساليب الإحصائية البارامترية واللابارامترية

أهداف الفصل:

في نهاية هذا الفصل يكون الباحث قادراً على:

- أن يتعرف على مفهوم الأساليب الإحصائية البارامترية.
- أن يتعرف على مفهوم الأساليب الإحصائية اللابارامترية.
- أن يتعرف على مميزات الأساليب الإحصائية البارامترية.
- أن يتعرف على عيوب الأساليب الإحصائية البارامترية.
- أن يتعرف على مميزات الأساليب الإحصائية اللابارامترية.
- أن يتعرف على عيوب الأساليب الإحصائية اللابارامترية.

أ- الاختبارات الإحصائية البارامترية:

الأساليب البارامترية التي يطلق عليها البعض الطرق البارامترية هي الأساليب التي تتطلب استيفاء افتراضات معينة حول المجتمع الذي سحبت منه عينة البحث، ومن هذه الافتراضات مثلا أن يكون توزيع المجتمع طبيعياً أو تجانس التباين (زكريا الشربيني، ٢٠٠١، ٩٨).

ويشير (عبد المنعم الدردير،٢٠٠٦، ٣٥) إلى أن الإحصاء البارامتري هو أحد أنواع الأساليب الإحصائية الاستدلالية، التي تهتم بالكشف والاستدلال على المجتمع اعتماداً على ما توافر من بيانات لدى الباحث خاصة بالعينة المأخوذة من هذا المجتمع، كما تتناول أساليب اتخاذ القرارات الإحصائية، أي أن الإحصاء الاستدلالي يهتم بمشكلة الاستدلال على خصائص المجتمعات استناداً إلى معلومات نحصل عليها من العينات، ويختلف الإحصاء الاستدلالي عن الإحصاء الوصفي الذي يهتم بتنظيم البيانات وعرضها في جداول ورسوم بيانية، أو أشكال هندسية، وحساب مقاييس النزعة المركزية (المتوسط الحسابي، الوسيط، المنوال)، ومقاييس التشتت (المدى، الانحراف المعياري، التباين).

ويُستخدم الإحصاء البارامتري في حالة العينات الكبيرة التي يشترط فيها توفر معلومات عن مجتمعاتها مثل أن يكون توزيع البيانات توزيعاً اعتداليا، تجانس التباين، العينات العشوائية، خطية العلاقة، واستقلال العينات، ويُستخدم فقط مع البيانات التي تكون عددية حقيقية، أي مع البيانات التي تكون من نوع النسبة، أو المسافة. ويُعد الإحصاء البارامتري أدق وأكثر كفاءة من الإحصاء اللابارامتري، كما أنه أكثر حساسية لخصائص البيانات التي تم جمعها، ويؤخذ على الإحصاء البارامتري أنها أكثر صعوبة عند حسابها، بالإضافة إلى محدودية نوعية البيانات التي يمكن اختبارها بواسطة هذه الأساليب، كما أنها تستغرق وقتاً وجهداً في تطبيقها (عبد المنعم الدردير، ٢٠٠٦، ٣٦).

مميزات الاختبارات الإحصائية البارامترية:

١. النتائج التي نحصل عليها من أغلب الاختبارات الإحصائية البارامترية تكون دقيقة.
٢. تستخدم في العينات الكبيرة.
٣. تستخدم مع مستويات القياس الفترية والنسبية.

عيوب الاختبارات الإحصائية البارامترية:

١. تحتاج إلى توافر بعض القيود على التوزيع كإعتدالية التوزيع وتجانس التباين.
٢. تستغرق وقت وجهد كبير.
٣. أكثر صعوبة عند حسابها (صلاح علام، ٢٠١٠، ٣٩).

وسنلقي الضوء على الأساليب الإحصائية البارامترية الشائعة الاستخدام من قبل الباحثين في معالجة بيانات رسائلهم:

أولاً مقاييس النزعة المركزية

١- المتوسط الحسابي:

يعرف المتوسط الحسابي على أنه القيمة المتمركزة في منتصف مجموعة من القيم، ويمكن تعريفه لمجموعه من القيم إحصائياً بأنه يساوي مجموع هذه القيم مقسوماً على عددها. ويمكن حسابه من هذه المعادلة في حالة الدرجات الخام: زكريا الشربيني(٢٠٠٧، ٨١)

م = مجـ س / ن	حيث س درجة المفحوص ، ن عدد أفراد العينة

ويمكن حساب المتوسط الحسابي من تكرار الدرجات من المعادلة:

م = مجـ (س × ك) / مجـ ك	حيث ك التكرار

٢- الوسيط:

يُعرف الوسيط بأنه النقطة التي تقع تماما في منتصف توزيع الدرجات بحيث يسبقها نصف عدد الدرجات ويتلوها النصف الآخر.

طرق حساب الوسيط:

١- من الدرجات الخام:

نرتب أولا الدرجات ترتيباً تصاعدياً أو تنازلياً ثم نطبق أحد هذين القانونين لحساب الترتيب:

ترتيب الوسيط = (ن + ١) / ٢ وذلك في حالة ن عدد فردي.

ترتيب الوسيط = ن / ٢ ، (ن +٢) / ٢ وذلك في حالة ن عدد زوجي.

٢- حساب الوسيط من تكرار الدرجات:

في هذه الحالة نستخدم المعادلة التالية:

الوسيط = ل + ف× (ن / ٢ – ت ق) / ت

حيث ل الحد الأدنى الحقيقي لفئة الوسيط. ن عدد الدرجات. ف مدى فئة الوسيط.

ت تكرارا فئة الوسيط. ت ق التكرار المتجمع الصاعد للفئة السابقة لفئة الوسيط.

٣- المنوال:

يدل المنوال على أكثر الدرجات شيوعاً، أو بمعنى أدق هو النقطة التي تدل على أكثر درجات التوزيع تكراراً.

ويحسب المنوال من خلال الاستدلال على أكثر الدرجات تكرارا تكون هي المنوال.

العلاقة بين مقاييس النزعة المركزية:

- ✓ تنطبق جميع مقايس النزعة المركزية على بعضها البعض وتتساوى جميع قيمها في التوزيع التكراري الإعتدالي، بمعنى إذا كانت قيمة المتوسط مساوية للوسيط والمنوال كان التوزيع اعتدالي.

- ✓ أما إذا اختلفت قيمة المتوسط عن الوسيط والمنوال اتخذ التوزيع شكلاً ملتوياً وهناك نوعان من الالتواء هما:

☒ التواء موجب وذلك إذا كان ترتيب مقاييس النزعة المركزية كما يلي:

المتوسط الحسابي > الوسيط > المنوال.

☒ التواء سالب وذلك إذا كان ترتيب مقاييس النزعة المركزية كما يلي:

المتوسط الحسابي < الوسيط < المنوال.

قياس الالتواء:

عندما لا ينطبق المتوسط على الوسيط والمنوال يكون التوزيع ملتوي وفي هذه الحالة نحسب الالتواء من القانون التالي:

$$\text{الإلتواء} = \frac{\text{المتوسط الحسابي} - \text{المنوال}}{\text{الإنحراف المعيارى}}$$

كيف يختار الباحث مقياس النزعة المركزية المناسب عند تحليل البيانات ؟

إن أول ما يجب أن يأخذه الباحث في الاعتبار عند اختيار مقياس النزعة المركزية عند تحليل بياناته هو:

- ✓ مستوى القياس المناسب للبيانات. فإذا كان مستوى القياس الخاص بالبيانات اسمياً يكون المنوال أو الوسيط هو أفضل مقاييس النزعة. أما إذا كان مستوى القياس فترياً فإنه يمكن في هذه الحالة استخدام أي من المتوسط الحسابي أو الوسيط أو المنوال.

- ✓ والاعتبار الثاني الذي يجب مراعاته عند اختيار مقياس النزعة المركزية هو الغرض من استخدامه. فإذا كان الباحث يود مجرد وصف البيانات بدرجة أفضل، فالمهم هنا هو أن يكون مقياس النزعة المركزية معبَّراً حقيقياً عن البيانات التي يمثلها.

ثانياً: معامل ارتباط بيرسون

يشير الارتباط إلى العلاقة القائمة بين متغيرين س، ص وكلما زادت نسبة المتغير س تأثر بذلك المتغير ص بالزيادة أو النقصان.(Richard Lowry,2010)

ومعامل الارتباط هو مقياس إحصائي يُستخدم إذا كان مستوى القياس فترياً أو نسبياً. وتوجد أنواع أخرى من معاملات الارتباط تستخدم إذا كان مستوى القياس اسمياً أو رتبياً. كما توجد أنواع معينة من معاملات الارتباط تستخدم في حالات خاصة. وعلى الرغم من اختلاف أنواع معاملات الارتباط إلا أن معظمها يعد حالات خاصة من معامل ارتباط بيرسون. ويتوقف اختيار الباحث لأي نوع من هذه الأنواع على العوامل التالية:

٤) مستوى قياس كل متغير (اسمي، رتبي، فتري، نسبي).

٥) شكل توزيع البيانات (متصل أم منفصل).

٦) خصائص توزيع البيانات (مستقيم أم منحنى).

ويمكن حساب معامل بيرسون من الصيغة التالية:

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

حيث ن= عدد أفراد العينة		س= درجات العينة في التطبيق الأول .

ص= درجات العينة في التطبيق الثاني.

وهذه الصيغة أفضل كثيراً من الصيغ الأخرى لأنها تبسط من العمليات الحسابية المطلوبة.

خواص معامل الارتباط:

- ✓ لا تتأثر قيمة معامل الارتباط إذا ما تم تحويل أي من المتغيرين أو كليهما إلى متغيرات أخرى وذلك بطرح رقم ثابت أو إضافة رقم ثابت .
- ✓ تنحصر قيمة معامل الارتباط بين -١ ، +١ .

فإذا كانت ر= ١ فإن ذلك يعني وجود علاقة تامة موجبة، ثم تنقص تدريجياً كلما بعدت عن الواحد حتى تصل إلى الصفر حيث لا توجد علاقة بين المتغيرين.

أما إذا كانت قيمة ر= -١ فإن ذلك يعني وجود علاقة تامة سالبة، ولا توجد حدود عامة لتفسير قيمة معامل الارتباط بين صفر، + ١ أو صفر ، -١ وعلي أي حال يمكن الاسترشاد بالقيم التالية:

صفر إلى ٠,٣ قدر ضئيل من الارتباط يمكن إهماله.

٠,٣ إلى ٠,٥ منخفض، ٠,٥ إلى ٠,٧ ارتباط متواضع، ٠,٧ إلى ٠,٩ قوي، ٠,٩ إلى ١ قوي جداً.(مصطفى زايد، ١٩٨٨، ٢٦٣)

ويشير صلاح أبو علام(٢٠٠٠، ٢٧١) **للفروض التي يستند إليها معامل ارتباط بيرسون:**

يستند معامل ارتباط بيرسون إلى عدد من الفروض التي يجب أن يتحقق منها الباحث في المتغيرات التي يود دراسة العلاقة بينها وهي:

- ✓ معامل ارتباط بيرسون هو مقياس للعلاقة الخطية أو المستقيمة بين متغيرين، وفي حالة وجود علاقة غير خطية أو أقرب للانحناء يستخدم ما يسمى بنسبة الارتباط. والحقيقة أن كثيراً من المتغيرات النفسية ترتبط فيما بينها بعلاقة مستقيمة، فمثلاً نتوقع أن تكون العلاقة بين الاختبارات التي تقيس قدرات مرتبطة تكون مستقيمة ما دامت هذه الاختبارات تقيس جوانب مختلفة لمطلب سلوكي واحد.
- ✓ ليس من الضروري استخدام معامل ارتباط بيرسون فقط في حالات التوزيعات الاعتدالية. إذ ربما تختلف أشكال التوزيعات، ولكن يجب أن تكون متماثلة إلى حد ما وأحادية المنوال.

ثالثاً النسبة الحرجة و اختبار ت

١- النسبة الحرجة:

ويشير محمود عبد الحليم (١٩٨٩، ٣٤٣) إلى أن النسبة الحرجة هي إحدى طرق حساب دلالة الفروق بين المتوسطات، ولحساب النسبة الحرجة نحسب أولاً الخطأ المعياري للفرق بين متوسطين ثم نحسب النسبة الحرجة من المعادلة التالية:

$$\text{النسبة الحرجة} = \frac{\text{الفرق بين المتوسطين}}{\text{الخطأ المعياري للفروق بين المتوسطين}}$$

٢- اختبار" ت ":

مفهومه:

هو أحد الاختبارات النفسية التي تستخدم لمقارنة المتوسطات وإيجاد الفروق بين المجموعات.

ويستخدم اختبار ت في:

١- الكشف عن الفروق الجوهرية بين المجموعات.

٢- قياس دلالة الفروق بين المتوسطات المرتبطة وغير المرتبطة للعينات المتساوية وغير المتساوية.

الهدف من اختبار"ت ":

ويهدف اختبار"ت" إلى التأكد من أن الفروق بين المتوسطين الناتجين من عينتين إما فرق ثابت أي له دلالة أو أنه فرق ناتج عن طريق الصدفة وظروف اختيار العينة.

شروط استخدام اختبار ت:

يجب على الباحث قبل الشروع في تطبيق اختبار ت على مجموعات الدراسة لديه أن يدرس خصائص متغيرات البحث وذلك من حيث:

- ✓ **حجم العينة:**

يستخدم اختبار ت للعينات الصغيرة والكبيرة ولكن من الأفضل أن يكون حجم العينة أكبر من ٣٠ وإلا نستعيض عن اختبار ت باختبارات لابارا مترية مثل اختبار مان ويتني واختبار ويلكوكسن.

- ✓ **الفروق بين حجم عينتي البحث:**

من الأفضل أن يكون حجم العينتين متقارب فمن غير المعقول أن يكون حجم إحدى العينتين ٤٠٠ والأخرى ٥٠، وذلك لأن درجات الحرية التي نحسبها عن طريق حجم العينة لها دور كبير في الكشف عن دلالة اختبار ت.

- ✓ **تجانس العينتين:**

يقاس تجانس العينتين بقسمة التباين الأكبر على التباين الأصغر ويمكن حساب النسبة الفائية من العلاقة:

$$\text{ف} = \frac{\text{ع}_{١}^{٢}}{\text{ع}_{٢}^{٢}}$$

ولكي يتم التجانس يجب أن تكون ف غير دالة بمعنى تكون قيمة ف المحسوبة أصغر من قيمة ف الجدولية.

✓ **إعتدالية التوزيع التكراري لكل من عينتي البحث :**

ويقصد بالإعتدالية مدى تحرر التوزيع التكراري من الالتواء. والالتواء إما أن يكون سالباً أو موجباً ويمتد من – ٣ : + ٣ .

ويمكن حساب إعتدالية التوزيع لكل من العينتين عن طريق قانون الالتواء التالي:

$$\text{الإلتواء} = \frac{\text{المتوسط الحسابي} - \text{المنوال}}{\text{الإنحراف المعياري}}$$

وكلما اقترب الالتواء من الصفر كان التوزيع اعتدالياً.

الحالات المختلفة لاستخدام اختبار ت:

يشير صلاح مراد(٢٠٠٠، ٢٣٨) إلى وجود أربع حالات لاستخدام اختبار ت هي:

١. **حساب " ت " لمتوسطين غير مرتبطين وعينتين غير متساويتين:**

وتحسب قيمة ت من القانون التالي:

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

وذلك بدرجات حرية = $\text{ن}_1 + \text{ن}_2 - 2$

٢- **حساب ت لمتوسطين غير مرتبطين وعينتين متساويتين:**

في حالة تساوي عدد أفراد العينة الأولى مع عدد أفراد العينة الثانية، أي $\text{ن}_1 = \text{ن}_2 = \text{ن}$

فإن قانون ت يأخذ الشكل التالي:

$$\text{ت} = \frac{\text{م}_1 - \text{م}_2}{\sqrt{\left(\text{ع}_1^2 + \text{ع}_2^2\right) / \left(\text{ن} - 1\right)}}$$

٣- **حساب ت لمتوسطين مرتبطين وعينتين متساويتين:**

وذلك عندما نطبق الاختبار على مجموعة من الأفراد ونعيد تطبيق نفس الاختبار على نفس الأفراد ويمكن حساب قيمة ت من القانون التالي:

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

حيث $\text{م}_\text{ف}$ متوسط الفروق ، $\text{مجـ ح}^2_\text{ف}$ يدل على مربعات انحرافات الفروق وذلك بدرجات حرية ن – ١

ولكي تكون قيمة ت ذات دلالة إحصائية يجب أن تكون قيمة ت المحسوبة أكبر من قيمة ت الجدولية.

رابعاً حجم التأثير Effect Size

مفهوم حجم التأثير:

حجم التأثير هو الذي يقيس قوة العلاقة (التلازم) بين المتغيرات الموجودة في الدراسة، وقد أوضح هايز أن مستوى الدلالة الإحصائية بمفردها لا تخبرنا بشيء عن قوة التلازم بين المتغيرات، وكما قال ثومبسون بأن حجم التأثير هو الذي يوجه التفسير نحو ما هو مهم في البحث ويجلب الانتباه لقضية جدارة النتائج (Wilkinson, 1992).

ويرى كيلو (1998) Kellow أن أول ما يميز حجوم التأثير هو إمكانية تفسيرها بشكل مستقل عن حجم العينة، وهي مفيدة في تحديد المقدار الفعلي للفروق بين متوسطات المجموعات أو درجة التلازم بين المجموعات، ولذا فإنها تزود الباحثين بمعلومات تتجاوز حدود اختبارات الدلالة الإحصائية، وتمنحهم فهماً واضحاً للبيانات التي بين أيديهم.

ولقد أوجز هوستون (1993)Huston فوائد مقاييس حجم التأثير على النحو التالي:

- ✓ حجم التأثير يشير إلى درجة وجود الظاهرة في المجتمع بمقياس متصل، بحيث يعني الصفر عدم وجود الظاهرة.
- ✓ تزود الباحثين بمؤشرات للدلالة العملية بخلاف اختبارات الدلالة الإحصائية.
- ✓ يمكن استخدامها في المقارنة الكمية بين نتائج دراستين أو أكثر كما هو مستخدم في التحليل البعدي.
- ✓ يمكن استخدامها في تحليل القوة الإحصائية لتحديد كم عدد العناصر المطلوبة في دراسة معينة.

تعريف حجم التأثير:

حجم التأثير هو ببساطة أي مقياس يخبر عن مدى تفسير المتغير التابع أو توقعه بواسطة المتغير المستقل.(Huston (1993

وغالباً ما يقيس حجم التأثير الاختلافات الملاحظة بين النتائج (2002) Jason E. King

أنواع حجم التأثير:

لاحظ بعض الباحثين مثل سنايدر وثومبسون (١٩٩٢) بأن هناك عدة مصطلحات تستخدم للإشارة إلى مقاييس حجم التأثير منها:

أ- مقاييس مقدار التأثير. ب- مقاييس مقدار التأثير التجريبي.

ج- مقاييس التباين المفسّر. د- مقاييس قوة التلازم.

هـ- مقاييس قوة العلاقة.

لكن كيرك (١٩٩٦) رأى بأن تلك المقاييس لحجوم التأثير يمكن أن تصنف في صنفين رئيسين هما:

أ- مقاييس الفروق وهي المشهورة بحجم التأثير. ب- مقاييس التباين المفسّر.

وهناك بعض المؤشرات التي يمكن الرجوع إليها لاستخدام حجم التأثير منها:

أ- **مؤشر حجم التأثير d لاختبار ت (T) للفروق بين المتوسطات:**

قدم كوهين مؤشر d لحجم التأثير لنتائج اختبار ت حسب المعادلة:

$$\boxed{d = \frac{م_١ - م_٢}{ع}}$$

حيث d هو مؤشر حجم التأثير، م١ ،م٢ هما متوسطي العينتين، ع الانحراف المعياري لإحدى العينتين (بافتراض تساويهما).
أما إذا كانت قيمة الانحراف المعياري للعينتين غير متساوية فإن قيمة الانحراف المعياري المستخدم في المعادلة السابقة يحسب كما يلي:

$$ع = \sqrt{\frac{ع_{١}^{٢} + ع_{٢}^{٢}}{٢}}$$

ويمكن حساب حجم التأثير عن طريق قيمة ت المحسوبة ولذلك حالتان هما:
١- إذا كانت العينتين مستقلتين:
حجم التأثير في هذه الحالة يحسب من العلاقة التالية:

$$ح = ت\sqrt{\frac{١}{ن_{١}} + \frac{١}{ن_{٢}}}$$

حيث ت هي القيمة المحسوبة، ن ١ ، ن ٢ هما حجمي العينتين.
٢- إذا كانت العينتين مرتبطتين:
حجم التأثير في هذه الحالة يحسب من العلاقة التالية:

$$ح = ت\sqrt{\frac{٢(١-ر)}{ن}}$$

حيث ت هي القيمة المحسوبة، ن هي حجم العينة، ر معامل الارتباط بين درجات القياسين.

ب- **مؤشر حجم التأثير (f) لاختبار تحليل التباين (ف):**

تعتمد المؤشرات التي تستخدم للدلالة على حجم الأثر في حالة استخدام تحليل التباين الأحادي لفحص فرضيات البحث على رصد نسبة التباين في المتغير التابع والمرتبط بتباين المتغيرات المستقلة وتتراوح هذه القيمة من صفر إلى ١ . ومن الأمثلة على هذه المؤشرات كما يشير يحيي نصار(٢٠٠٦، ٥١):

١-مؤشر مربع آيتا($\acute{\eta}2$):
ويحسب مؤشر مربع آيتا من العلاقة التالية:

$$\text{مؤشر مربع إيتا} = \frac{\text{م م ع}}{\text{م م ك}}$$

حيث أن:
م م ع مجموع مربع الانحرافات الناتج عن أثر المعالجة، م م ك مجموع مربع الانحرافات الكلي.

ويشير صلاح مراد (٢٠٠٠، ٢٤٧) إلى أنه يمكن حساب حجم التأثير عن طريق مربع آيتا من قيمة ت المحسوبة وذلك من المعادلة:

$$\text{مربع إيتا} = \frac{ت^{٢}}{ت^{٢} + \text{درجات الحرية}}$$

ويحسب حجم التأثير بعد حساب مربع آيتا من العلاقة التالية:

$$F = ٢ \times \sqrt{\frac{\acute{\eta}2}{١ - \acute{\eta}2}}$$

٢- مؤشر مربع أوميجا:

ويعد هذا المؤشر أقل تحيزاً من مؤشر مربع آيتا ويمكن حسابه وفق المعادلة التالية:

$$\text{مربع أوميجا} = \frac{\text{م م ع} - (\text{ج} - ١)\ \text{و م خ}}{\text{م م ك} + \text{و م خ}}$$

م م ع مجموع مربع الانحرافات الناتج عن أثر المعالجة، م م ك مجموع مربع الانحرافات الكلي، ج عدد المجموعات أو عدد مستويات المتغير المستقل، و م خ متوسط مربع انحرافات الخطأ.

وفيما يتعلق بالحكم على مقدار مؤشر مربع آيتا أشار كوهين إلى اعتبار هذا المقدار صغيراً عندما يساوي ٠,٠١ وإلى اعتباره متوسط عندما يساوي ٠,٠٦ وإلى اعتباره كبيراً عندما يساوي ٠,١٤ .

ويمكن استخدام نفس المعايير للحكم على مؤشر مربع أوميجا نظراً لتقارب قيمة المؤشرين خاصة في العينات التي تزيد عن ١٠٠.

حجم الأثر للعينات الصغيرة مع مان ويتني وويلكوكسون

$$ر = \frac{٢(م١ - م٢)}{ن١ + ن٢}$$

م١ متوسط رتب درجات المجموعة التجريبية　　　ن١ عدد أفراد المجموعة التجريبية

م٢ متوسط رتب درجات المجموعة الضابطة　　　ن٢ عدد أفراد المجموعة الضابطة

وتنحصر قيمة ر بين +١، - ١ (رشدي فام منصور، ١٩٩٧)

جدول(١)

المتوسط الحسابي وقيمة ر

لحجم التأثير للطلاب المعاقين سمعياً على البرنامج

الأبعاد	متوسط الرتب للتطبيق القبلي	متوسط الرتب للتطبيق البعدي	قيمة ر	الدلالة
سلوك.عدواني	٥,٧٥	١٠,٤٤	٠,٥٩	دال عند ٠,٠١
مشكلات.إنتباه	٤,٦	٩,٣٨	٠,٦٠	دال عند ٠,٠١
سلوك.جانح	٤,٧٥	٩,١٩	٠,٥٦	دال عند ٠,٠١
مقياس.المشكلات	٥,٤	٩,٦٢	٠,٥٣	دال عند ٠,٠١
لعب	٤,٧	٩,٢٥	٠,٥٧	دال عند ٠,٠١
تنظيم	٤,٧	١٠,٥٠	٠,٧٣	دال عند ٠,٠١
مهارات.جماعة	٥,٨	١٠,٣٨	٠,٥٧	دال عند ٠,٠١
اتصال	٤,٠٥	١٠,٠٦	٠,٧٥	دال عند ٠,٠١
مقياس.المهارات	٤,٩	١٠,٢٥	٠,٦٧	دال عند ٠,٠١
مشكلة	٤,٦٥	٩,٣١	٠,٥٨	دال عند ٠,٠١
عاطفة	٣,٩٥	٨,٩٤	٠,٦٢	دال عند ٠,٠١
مقياس.المواجهة	٣,٩٥	٨,٩٤	٠,٦٢	دال عند ٠,٠١

جدول(٢)

المتوسط الحسابي وقيمة ر

لحجم التأثير للطلاب العاديين على البرنامج

الأبعاد	متوسط الرتب للتطبيق القبلي	متوسط الرتب للتطبيق البعدي	قيمة ر	الدلالة
سلوك.عدواني	٥,٧٥	١٠,٠٥	٠,٥٤	دال عند ٠,٠١
مشكلات.إنتباه	٤,٦	١٠,٨٠	٠,٧٨	دال عند ٠,٠١
سلوك.جانح	٤,٧٥	١٠,٤٠	٠,٧١	دال عند ٠,٠١
مقياس.المشكلات	٥,٤	١٠,١٠	٠,٥٩	دال عند ٠,٠١
لعب	٤,٧	١١,١٠	٠,٨٠	دال عند ٠,٠١
تنظيم	٤,٧	٩,٩٠	٠,٦٥	دال عند ٠,٠١
مهارات.جماعة	٥,٨	٩,٩٥	٠,٥٢	دال عند ٠,٠١
اتصال	٤,٠٥	١٠,٨٠	٠,٨٤	دال عند ٠,٠١
مقياس.المهارات	٤,٩	١٠,٧٠	٠,٧٣	دال عند ٠,٠١
مشكلة	٤,٦٥	١٠,٣٥	٠,٧١	دال عند ٠,٠١
عاطفة	٣,٩٥	١٠,٥٠	٠,٨٢	دال عند ٠,٠١
مقياس.المواجهة	٣,٩٥	١٠,٣٠	٠,٧٩	دال عند ٠,٠١

حدود معامل الارتباط (التأثير)

أقل من ٠,٥ ضعيف

من ٠,٥ إلى ٠,٨ متوسط

أكبر من ٠,٨ قوي

ويمكن حساب حجم الاثر للعينات الصغيرة عن طريق المعادلة والتي تصلح للعينات الصغيرة:

$$ر = \frac{Z}{\sqrt{ن}}$$ (Field, A., 2005, 7)

حيث ر مقدار التأثير، Z قيمة ويلكوكسون، ن حجم العينة

حدود معامل التأثير

أقل من ٠,٥ ضعيف

من ٠,٥ إلى ٠,٨ متوسط

أكبر من ٠,٨ قوي

خامساً تحليل التباينANOVA

يهدف تحليل التباين إلى دراسة الفروق بين المتوسطات الحسابية بين أكثر من مجموعتين. إذ يستخدم تحليل التباين لقياس الفروق القائمة لمجموعة من المتغيرات، كما يستخدم في التصميمات التجريبية بحيث يأخذ التحليل صفة التحليل الأحادي أو الثنائي أو الثلاثي.(فاروق السيد، ١٩٩٥، ١٠٥) ويستخدم عادة تحليل التباين إذا كانت العوامل مستقلة ويكثر استخدامه في مجال الاقتصاد والمال. (Pui-lam Leung,2006)

مفهوم تحليل التباين:

يشير محمد عبد السلام (١٩٩٨، ٥٩) إلى أن التباين هو مربع الانحراف المعياري، أي أنه خارج قسمة مجموع مربعات الانحراف عن المتوسط الحسابي ÷ (على) عدد الأفراد، ونلجأ إلى تحليل التباين لمعرفة إذا كانت النتائج الجزئية التي حصلنا عليها من مصادر مختلفة متفرقة أم لا. وأهم أداة في هذا التحليل هي اختبار "ت" وذلك لمعرفة ما إذا كان الفرق بين متوسطي مجموعتين فرقاً جوهرياً أم يرجع إلى الصدفة.

وتحليل التباين هو عملية يقصد بها تقسيم مجموع مربعات الانحرافات عن المتوسط الحسابي إلي مكوناته وإرجاع كل من هذه المكونات إلي مسبباتها.

وطريقة تحليل التباين تفيد في مقارنة عدد من المعاملات يزيد عن اثنين. وتتلخص طريقة تحليل التباين في:

١- حساب المجموع الكلي لمربعات انحرافات كل المفردات في التجربة عن المتوسط العام .

٢- تقسيم هذا المجموع الكلي لمربعات الانحرافات Total Sum Squares إلي مكوناته طبقا للمصادر المسببة لها والذي يختلف عددها طبقا للتصميم المستعمل في التجربة.

٣- تقسم درجات الحرية الكلية طبقا للمصادر السابقة أيضا.

٤- تدون النتائج في جدول يسمي جدول تحليل التباين ANOVA ترتب فيه مصادر الاختلافات حسب التصميم الإحصائي المستعمل ويسهل هذا الجدول عمل اختبار معنوية المعاملات.

ويشير محفوظ جوده (٢٠٠٨، ١٧) إلى أن هناك أربعة مصادر للتباين في المتغير التابع هي :

١- التباين الناتج عن المتغير المستقل الأول .

٢- التباين الناتج عن المتغير المستقل الثاني .

٣- التباين الناتج عن التفاعل بين المتغيرين المستقلين .

٤- التباين الناتج عن خطأ القياس .

أما عن شروط استخدام وتطبيق إجراء تحليل التباين الثنائي :

يؤكد صلاح مراد (٢٠٠٠، ٢٦٧) على وجود تشابه كبير بين تحليل التباين واختبارت ويتضح ذلك من شروط تحليل التباين وافتراضاته التي يستند عليها ألا وهي:

١- يجب أن تكون البيانات المجمعة لكل متغير موزعه توزيعاً طبيعياً إلا أن عدم تحقيق هذا الشرط لا يؤثر كثيراً في دقة النتائج وذلك إذا زاد حجم العينة عن ١٥ مفردة لكل مستوى ولكل متغير.

٢- تجانس تباين المتغير التابع مع كل مستوى من مستويات المتغير المستقل ، إلا أنه من الممكن استخدام بعض الاختبارات البعدية في حالة عدم تجانس التباين .

٣- اختيار العينات بطريقة عشوائية بحيث تكون قيم المتغيرات مستقلة عن بعضها البعض

٤- يجب أن تكون وحدة القياس من مقاييس المسافة المنتظمة على الأقل .

ويشير عبد الرحمن العيسوي(١٩٩٥، ١٨٤) إلى وجود فروق بين مقياس " ت " وتحليل التباين، حيث يؤكد أن مقياس " ت " يصلح لقياس الدلالة بين مجموعتين فقط كالذكور والإناث أي بين متوسطين حسابيين فقط. ولكن في كثير من الأبحاث الواقعية يكون الباحث أمام عدد كبير من المتغيرات والعوامل التي يسعى لمعرفة أثر كل منها في وجود العوامل الأخرى ومع أخذها في الحسبان، في هذه الحالة لابد من استخدام منهج تحليل التباين. إضافة إلى ذلك ، هناك ميزة أخرى لتحليل التباين وهي الكشف عن مدى دلالة التفاعل بين العوامل.

سادساً :التحليل العاملي

تعريف التحليل العاملي:

إن واحداً من أكثر النماذج الإحصائية استخداماً في العلوم التربوية والاجتماعية هو بلا شك التحليل العاملي. (Alberto Maydeu, 2003) حيث يقوم هذا النوع من التحليل على معرفة المكونات الرئيسية للظواهر التي نخضعها للقياس ، ولذا يعد أدق وأقوى وسيلة لمعرفة الصدق الذي يسمى باسمه، أي الصدق العاملي وقد اقترن التحليل العاملي منذ نشأته الأولى بأبحاث الذكاء والقدرات العقلية ولذا يخلط كثير من العلماء بين العامل والقدرات في كتاباتهم المختلفة ويرادفون بينهما مثل ثيرستون وألكسندر وهولزنجر وأغلبهم من الذين عاصروا النشأة الأولى لهذا التحليل وسلكوا مناهجه في أبحاثهم فاختلط عليهم الأمر لقصور نشاطهم على الناحية النفسية. (فؤاد البهي السيد ،١٩٧٨)

وتشير Mariana- Elena Balu إلى أن الغرض من التحليل العاملي هو اختيار المتغيرات العشوائية من بين أعداد كبيرة وتقليل هذه العوامل إلى عدد أقل، لكن التطبيقات الواسعة الخصبة للتحليل العاملي في ميادين التجارة والطب والعلوم الطبيعية والعلوم الاجتماعية وغيرها من الميادين المختلفة تؤكد ضرورة التفرقة العلمية الواضحة بين العامل والقدرة ، فالعامل يلخص الارتباطات القائمة بين الظواهر المختلفة وتفسر القدرة هذا العامل في ميدان النشاط العقلي المعرفي ، كما تفسر السمة ذلك العامل في النواحي المزاجية الشخصية فالعامل بهذا المعنى هو الصورة الإحصائية الرياضية للقدرات ولغيرها من النواحي التطبيقية الأخرى ، والقدرات هي إحدى التفسيرات النفسية للعوامل.

ويعرف محمود عبد الحليم (١٩٩٤) التحليل العاملي بأنه طريقه إحصائية تتناول نتائج تطبيق الاختبارات النفسية والتربوية بالتحليل بهدف الكشف عن العوامل المشتركة التي تؤثر في الظاهرة موضوع الدراسة وينتهي إلى تلخيص المتغيرات المتعددة التي يحللها إلى عدد قليل من العوامل .

بينما يشير ميخائيل أسعد (١٩٩٠) إلى أن التحليل العاملي هو طريقه لتحديد عدد المتغيرات المؤسسة لعدد من القياسات وطبيعتها . إنه طريقه لتحديد ق من المتغيرات العميقة (العوامل) من عدد من طوائف القياسات ن ، وحيث تقل ق عن ن أي عن عدد المتغيرات المدروسة وقد يعرف التحليل العاملي أيضاً على أنه طريقه لاستخراج تباينات العامل العام من مجموعه من القياسات .

ويعرفه فؤاد أبو حطب (١٩٩١) على أنه الأسلوب الذي يصل بتفسير معامل الارتباط الموجب (الذي له دلالة إحصائية) إلى مستوى التعميم.

ويعرفه إبراهيم الفار(١٩٩٥) بأنه أسلوب إحصائي يسعى إلى تحديد الأبعاد أو العوامل التي تساعد في وصف ظاهرة معقدة.(عبد المجيد المالكي، ٢٠٠٠)

أما صلاح مراد (٢٠٠٠) فيرى أن التحليل العاملي هو طريقه إحصائية متعددة المتغيرات تستخدم في تحليل البيانات أو مصفوفات الارتباط (وهي معاملات ارتباط بسيط) ، أو مصفوفات البيانات (للمتغيرات وحواصل ضربها) ويكون الهدف هو توضيح العلاقات بين تلك المتغيرات وينتج عنها عدد من

المتغيرات الجديدة (المفترضة) تسمى بالعوامل، وعادة ما تكون البيانات هي درجات أفراد على متغيرات نفسيه أو اجتماعيه أو تربويه .

ويشير صلاح علام(٢٠٠٠، ٧٤٣) إلى أن تصميم وإجراء الدراسات العاملية يتطلب تصميماً وتنظيماً ينبثق من أهداف الدراسة وما تستند إلية من إطار نظري، ويمر بخطوات متتالية سعياً للتوصل إلى النتائج وتفسيرها. وتختلف هذه الخطوات باختلاف المنهجية المناسبة للفرضية أو التساؤل البحثي ويمكن تلخيص الخطوات الرئيسية التي تمر بها الدراسة العاملية إلى:

١. تحديد الهدف من الدراسة العاملية.

٢. صياغة الفرضية أو التساؤل البحثي المتعلق بالتحليل العاملي.

٣. تحديد نمط التحليل العاملي المناسب.

٤. تحديد نموذج التحليل العاملي المناسب.

٥. تحديد متغيرات الدراسة وعينة الأفراد أو الوحدات.

٦. تكوين مصفوفة الارتباطات.

٧. تحديد طريقة أو أسلوب التحليل العاملي والتوصل إلى مصفوفة التشبعات العاملية.

٨. تدوير مصفوفة التشبعات العاملية.

٩. تسمية العوامل وتفسيرها.

١٠. التوصل إلى تقديرات ودرجات العوامل.

شروط استخدام التحليل العاملي :

يستخدم كثير من الباحثين أساليب التحليل العاملي في دراساتهم سواء للتحقق من الصدق العاملي لأدوات الدراسة، أو للكشف عن أقل عدد من العوامل التي تفسر مجموعة من المتغيرات المتعلقة بظاهرة معينة يهتمون بدراستها. غير أنه ربما يساء استخدام هذه الأساليب وذلك بسبب قلة خبرة بعض الباحثين في المجالات النفسية والتربوية والاجتماعية؛ ولذلك نوضح شروط استخدام أسلوب التحليل العاملي وهي:

✓ **تقييم مدى ملائمة البيانات للتحليل العاملي :**

يوجد نقطتان أساسيتان ينبغي وضعهما في الاعتبار لتحديد ما إذا كانت مجموعه بيانات معينة ملائمة للتحليل العاملي ، وهما حجم العينة ، قوة العلاقة بين المتغيرات (البنود) وفي الواقع هناك اتفاق ضئيل بين المؤلفين فيما يتعلق بحجم العينة المفترض ، ولكن النصيحة العامة التي يمكن أن نأخذ بها هي أنه كلما زاد حجم العينة كان أفضل إذ تعتبر معاملات الارتباط بين المتغيرات في العينات الصغيرة أقل

موثوقية لأنها تميل للاختلاف من عينة أخرى . كما أن العوامل التي نحصل عليها من مجموعات البيانات الصغيرة لا يمكن تعميمها بشكل جيد بالمقارنة بالعوامل المستنتجة من عينات أكبر.

وقد تناول Tabachnick، Fidell هذا الموضوع واقترحا أن يكون حجم العينة على الأقل ٣٠٠ حالة حتى يمكن الاستخدام ولكنهما يعتبران أنه من الممكن الاكتفاء بحجم عينة أصغر (١٥٠ حالة) وذلك إذا كانت الحالة تحتوي على متغيرات تحديد عالية التشبع (أعلى من ٨٠) ، أما Stevens فيرى أن متطلبات حجم العينة التي يحددها الباحثون تقل بمرور السنين نظراً لزيادة الأبحاث التي تجرى على الموضوع .

ويؤمن بعض المؤلفين أن ما يهم ليس الحجم الإجمالي للعينة وإنما نسبة أفراد العينة للبنود فينصح Nunnally بنسبة ١٥ إلى ١ أي ١٥ حالة لكل بند من أجل استخدام التحليل العاملي . بينما يعتقد البعض أن ٥ حالات لكل بند هي نسبة ملائمة في معظم الحالات .

ولكن إذا كانت العينة أقل من ١٥٠ يجب أن نقرأ عن ذلك الموضوع .

أما عن الأمر الثاني الذي ينبغي وضعه نصب الأعين ، فهو قوة الارتباط بين البنود ، ينصح Tabachnick،Fidell بفحص مصفوفة الارتباط بحثاً عن معاملات أكبر من ٠,٣ فإذا وجدت معاملات ارتباط قليلة تتجاوز هذا المستوى فقد لا يكون التحليل العاملي مناسباً .

كما يوجد مقياسيين إحصائيين للمساعدة علي تقييم عاملية البيانات ألا وهما اختبار Barlett للتكورية ومقياس Kmo لكفاية العينة .

ولكي يصبح التحليل العاملي مناسباً ينبغي لاختبار التكورية أن يكون ذا دلالة ($p<0.05$) أو لابد لمؤشر Kmo أن يتراوح بين ٠ إلى ١ على أن تكون قيمته ٠,٦ على الأقل . (جولي بالانت ، ترجمة خالد العامري ، ٢٠٠٨) .

✓ **نواحي يجب مراعاتها قبل استخدام التحليل العاملي للمصفوفة:**

يجب أن ينطبق على المصفوفة الأسس والمبادئ الخاصة بالتحليل وأولها ، أن تكون أغلب معاملات الارتباط بالمصفوفة مستقيمة، وأن تكون كذلك معظم الانحرافات المعيارية للمتغيرات أقل من متوسطها الحسابي ، كما لابد من وجود معاملات صفرية أو قريبة من الصفر بين بعض المتغيرات ، ووجود معاملات ارتباط دالة بين متغيرات أخرى ، كذلك لابد إلى جانب النواحي التي تراعى في المصفوفة يجب أن تكون العينة متجانسة، وتكون المتغيرات المستخدمة مستقلة وتحدد طريقة ملأ خلايا المصفوفة في نهاية الأمر إما بوضع واحد صحيح أو أعلى معامل ارتباط أو معامل ثبات الاختبار. (محمود السيد، ١٩٨٦، ٤٣)

بعض الأخطاء الشائعة في استخدام التحليل العاملي:

ومن المناسب بعض العرض السابق لشروط استخدام التحليل العاملي أن نوضح بعض الأخطاء الشائعة في استخدام التحليل العاملي لكي يعمل الباحثون على تلافيها، وهي:

١. إجراء التحليل العاملي دون الاستناد إلى تصميم علمي دقيق يأخذ بعين الاعتبار الخطوات العشر التي تم ذكرها فيما سبق، وإنما يقوم الباحث مباشرة بجمع البيانات ويستخدم برامج الحاسوب الجاهزة في إجراء التحليل دون دراية كافية بهذه البرامج ومتطلباتها.

٢. استخدام عدد كبير من المتغيرات التجريبية في التحليل العاملي ليس بسبب أهميتها وإنما لتوافرها لدى الباحث؛ مما يؤدي إلى تعقيد إجراءات تدوير العوامل وتفسيرها. فعدد المتغيرات ينبغي أن يزيد عدة مرات عن عدد العوامل.

٣. عدم التحقق من الافتراضات التي يتطلبها التحليل العاملي في البيانات والمتعلقة بمستوى قياس المتغيرات وشكل توزيعاتها، فبعض الباحثين يستخدم متغيرات توزيعاتها ملتوية التواءً شديداً أو متعددة المنوال أو مقسمة تقسيماً ثنائياً.

٤. استخدام بيانات تتعلق بمتغيرات غير مستقلة من الوجهة التجريبية (متداخلة)، كأن يكون أحد المتغيرات مركب من المتغيرات الأخرى تركيباً خطياً، مثل درجات الذكاء ودرجات الاستعداد اللفظي وهكذا.

٥. عدم الاهتمام بعدد المتغيرات المشبعة بالعوامل، إذ ينبغي أن لا يقل عدد المتغيرات المشبعة بكل عامل عن ثلاثة متغيرات.

٦. استخدام متغيرات متشابهة في التحليل مما يؤدي إلى استخلاص عوامل من المستوى الأدنى في التنظيم الهرمي للعوامل. فلا يجوز مثلاً استخدام فقرتي استبيان متماثلتين، أو صورتين متكافئتين من اختبار أو مقياس معين

٧. عدم تصميم خطة انتقاء عينة الأفراد التي ستطبق عليها الاختبارات والمقاييس فأحياناً تكون العينة صغيرة الحجم أو متحيزة أو عينة مشتركة من البنين والبنات وفي حالة العينة المشتركة يفضل تحويل درجات كل منهما إلى درجات معيارية قبل إيجاد معاملات الارتباط.

٨. قلة عدد العوامل المستخلصة نتيجة عدم وجود عدد كبير من النقط في الفضاء متعدد الأبعاد، لذلك ينبغي أن يصمم الباحث دراسته بحيث يكون عدد المتغيرات كافياً لاستخلاص خمسة أو ستة عوامل متعامدة نسبياً على الأقل.

٩. استخدام معاملات ارتباط غير مناسبة مثل معامل فآي أو معامل الارتباط الرباعي دون التحقق من عدم مخالفة هذا المعامل للافتراضات التي يستند إليها في البيانات.

١٠. استخدام قيم اشتراكيات غير مناسبة في الخلايا القطرية لمصفوفة الارتباطات، كأن يضع الواحد الصحيح في هذه الخلايا عند استخدام التحليل العاملي الطائفي، مع العلم أن الواحد الصحيح يصلح إذا استخدم الباحث أسلوب المكونات الرئيسية.

١١. استخدام طرق غير مناسبة في تدوير المصفوفة العاملية، أو عدم الاستناد إلى محكات مناسبة في عملية التدوير.

١٢. تفسير العامل الأول الذي يتم استخلاصه على أنه عامل عام وإعطاء تسمية للعوامل دون فحص طبيعة هذه العوامل ومحتوى المتغيرات المتشبعة بها.

سابعاً : حساب معاملات السهولة والصعوبة والأوزان النسبية

بعد الانتهاء من إعداد مفردات الاختبار، فإنه ينبغي على مُعد الاختبار أن يقوم بعملية تحليل مفردات الاختبار وذلك عن طريق حساب معاملات السهولة والصعوبة ومعامل التمييز وسنلقي الضوء على هذه المعاملات:

١- مؤشر صعوبة وسهولة المفردات:

مؤشر الصعوبة هو المؤشر الذي يحدد مدى صعوبة المفردة بالنسبة للمفحوصين الذين يجيبون عليها وهو نسبة الأفراد الذين يجيبون على المفردة إجابة خاطئة ويمكن حساب مؤشر الصعوبة من العلاقة:

$$\text{معامل الصعوبة} = \frac{\text{خ}}{\text{ص} + \text{خ}}$$

حيث ص عدد الأفراد الذين أجابوا على المفردة إجابة صحيحة، خ عدد الأفراد الذين أجابوا على المفردة إجابة خاطئة.

ويحسب معامل السهولة عن طريق المعادلة:

$$\text{معامل السهولة} = ١ - \text{معامل الصعوبة}$$

ونلاحظ أن معاملي السهولة والصعوبة تتراوح قيمهم بين صفر ، +١

٢- معامل التمييز:

يطلق عليها أحياناً قوة المفردات وهي قدرة المفردة على التمييز بين أداء مجموعة المفحوصين الذين يجيدون الإجابة عن الاختبار ككل وأداء مجموعة المفحوصين الرديئة في الإجابة على نفس الاختبار.(محمود عبد الحليم، ١٩٩٧، ١٧٥)

وتوجد طريقتين لحساب مؤشر تمييز مفردات الاختبار وهما:

- الطريقة الأولى:

وهذه الطريقة سهلة ويمكن لمعد الاختبار أن يحسب معاملات التمييز بسهولة وذلك من خلال الخُطوات التالية:

١- ترتيب أوراق إجابات المفحوصين ترتيباً تنازلياً وفقاً لدرجاتهم في الاختبار ككل.

٢- فصل أوراق المفحوصين التي تمثل ٢٧ % الحاصلين على أعلى الدرجات وكذلك ٢٧ % من الحاصلين على أدنى الدرجات.

٣- حساب النسبة المئوية للمفحوصين الذين أجابوا على المفردة الأولى إجابة صحيحة من مجموعة الحاصلين على أعلى الدرجات وعددهم ٢٧ % من عدد المفحوصين وتسمى هذه النسبة بالنسبة الأعلى ورمزها ن أ .

٤- حساب النسبة المئوية للمفحوصين الذين أجابوا على المفردة الأولى إجابة صحيحة من مجموعة الحاصلين على أدنى الدرجات وعددهم ٢٧ % من عدد المفحوصين وتسمى هذه النسبة بالنسبة الأدنى ورمزها ن د .

٥- يتم حساب معامل التمييز من المعادلة:

معامل التمييز = ن أ – ن د

وتتراوح قيمة معامل التمييز بين + ١ : - ١ وعادة ما يتم اختيار المفردات التي تزيد معاملات تمييزها عن ٠,٢٠.

- <u>الطريقة الثانية:</u>

وهذه الطريقة تعتمد على حساب عدد المفحوصين بالنسبة للمجموعة العليا والدنيا ويمكن حساب معامل التمييز من العلاقة:

$$\text{معامل التمييز} = \frac{\text{ص} - \text{س}}{\text{ع}} \times ١٠٠$$

حيث ص عدد المفحوصين الذين أجابوا إجابة صحيحة من المجموعة العليا.

س عدد المفحوصين الذين أجابوا إجابة صحيحة من المجموعة الدنيا.

ع عدد الطلاب في إحدى المجموعتين العليا أو الدنيا.

ب- الاختبارات الإحصائية اللابارامترية:

الأساليب الإحصائية الاستدلالية تصنف إلى أساليب بارا مترية وأساليب لابارامترية، فمعظم الطرق الإحصائية الشائع استخدامها اليوم مثل اختبار الفروض، الانحدار الخطي، تحليل التباين ، تم تطويرها ما بين عام ١٨٠٠ وحتى عام ١٩٣٠ بحيث يمكن استخدامها من خلال الحاسوب(Giampiero & Mills, 2007, 5) فالأساليب اللابارامترية، والتي يطلق عليها البعض الطرق اللابارامترية، هي الأساليب التي تستخدم في الحالات التي لا يكون فيها نوع التوزيع الاحتمالي للمجتمع الأصل الذي سحبت منه العينة معروفاً أو في حالة عدم التحقق من اعتدالية التوزيع (زكريا الشربيني، ٢٠٠١، ٩٨) وهناك العديد من الأساليب اللابارامترية التي تستخدم في التحقق من صحة الفروض الإحصائية لا تتأثر بشكل التوزيع للمجتمع الأصل ولا بضرورة الاختيار العشوائي للعينة المستخدمة في البحث. فضلاً عن أنه إذا كانت الأساليب البارامترية تناسب البيانات على صورة الفئات والنسبة (مستوى القياس الفئوي والنسبي)، فإن الأساليب اللابارامترية تناسب البيانات على الصورة الاسمية والرتبية (مستوى القياس الاسمي والرتبي) التي تفشل في معالجتهما الأساليب البارامترية، ويؤكد (مجدي عبد الكريم،٢٠٠٠، ٦٩) على أن الاختبار اللابارامتري هو اختبار لا يكشف نموذجه عن الشروط الخاصة ببارامترات المجتمع الذي أخذت منه العينة.

مميزات الاختبارات الإحصائية اللابارامترية:

١. النتائج التي نحصل عليها من أغلب الاختبارات الإحصائية اللابارامترية تكون دقيقة، (ما عدا في حالة العينات الكبيرة).
٢. لا بديل عن استخدامها في حالة العينات الصغيرة والصغيرة جداً، فإذا كان حجم عينة مثلاً ن =٦ فإننا لا نعرف بدقة طبيعة توزيع المجتمع.
٣. يمكن التعامل مع عينات مختلفة وعديدة دون قيود أو افتراضات غير واقعية.
٤. تستخدم مع مستويات القياس الرتبية والاسمية.
٥. سهلة التعلم بالمقارنة بالاختبارات اللابارامترية (مجدي عبد الكريم، ٢٠٠٠، ٧٢).

عيوب الاختبارات الإحصائية اللابارامترية:

١. المقاييس اللابارامترية أقل قوة من المقاييس البارامترية في تحليل النتائج الإحصائية المستمدة من عينات تتوفر فيها شروط ومتطلبات استخدام القياس البارامتري.
٢. لم توجد بعد أي مقاييس لا بارا مترية لاختبار التفاعلات في نموذج تحليل التباين، إلا إذا افترضنا تحقيق شروط معينة في العينة والبيانات الرقمية التي لدينا (مجدي عبد الكريم، ٢٠٠٠، ٧٣).

وبالرغم من هذه العيوب إلا أننا لا ننكر أن استخدام الأساليب اللابارامترية أسهل من الأساليب البارامترية، وجدول(٨) يوضح مقارنة بين الأساليب اللابارامترية والأساليب البارامترية.

جدول (٥)

مقارنة بين الطرق البارامترية والطرق اللابارامترية.

الطرق اللابارامترية	الطرق البارامترية
١- تصلح للعينات الصغيرة والكبيرة أحياناً. ٢- لا تشترط معلومات حول توزيع المجتمع. ٣- تستخدم في حالة التوزيعات الحرة غير المقيدة.	١- تصلح للعينات الكبيرة غالباً. ٢- تشترط توفر معلومات عن توزيع المجتمع. ٣- تستخدم في التوزيعات المقيدة بالإعتدالية.

٤- تناسب البيانات ذات مستوى القياس الاسمي والرتبي وتصلح أحياناً للمستويين الفتري والنسبي.	٤- تتناسب مع البيانات ذات المستوى الفتري والنسبي.
٥- أكثر قوة.	٥- أقل قوة وتميل لرفض الفرض الصفري.
٦- أسهل استخداماً وأسرع.	٦- تستغرق وقتاً أطول وأقل سهولة.
٧- لا تشترط طرق اختيار العينات في الغالب.	٧- تشترط طريقة اختيار العينة.

(نقلاً عن زكريا الشربيني،٢٠٠١، ١٠٠)

النموذج الإحصائي المناسب:

عندما يريد الباحث تحليل البيانات الخاصة بعينة بحثه، لابد له أن يحدد الإجراءات والخُطوات اللازمة لذلك التحليل، وقد يقع الباحث في حيرة ولا يدري أي أسلوب إحصائي عليه أن يختار ما لم تكن لديه معلومات مسبقة تنير له عملية الاختيار.

إن الباحث بداية عليه أن يتأكد من أن الأسلوب الإحصائي المناسب له هو الأسلوب اللابارامتري وليس البارامتري، وذلك طبقاً لما سبق عرضه من خصائص ومميزات للبيانات وطبيعة المجتمع الأصل ونوع العينة، وقد كشفت دراسة (عبد الله الثبيتي،٢٠٠٣، ٥)، ودراسة (إبراهيم يماني،٢٠٠٣، ٧) عن واقع الأساليب الإحصائية اللابارامترية في حالة الفروض الفارقة والإرتباطية ومدى تحقق معايير اختيار الأساليب الإحصائية اللابارامترية في حالة الفروض الفارقة والإرتباطية، والسؤال الذي يفرض نفسه الآن: ما الطريقة اللابارامترية المناسبة؟ وللإجابة عن هذا السؤال، علينا أن نضع في الاعتبار عدة نقاط هي:

١- هدف البحث: دراسة علاقة(ارتباط) أم دراسة فروق (اختلافات) أم الكشف عن أثر.
٢- العينات: عينة . عينتان . ثلاث عينات أو أكثر.
٣- الاستقلالية أو الترابط بين العينات: العينة نفسها . عينات متماثلة . عينات مختلفة.
٤- نوع البيانات: اسمية . رتبية . فئوية . نسبية.
٥- فروض البحث: التحقق من فرض صفري . أم فرض بديل.
٦- مستوى الدلالة: اختبار ذيل واحد . اختبار ذيلان (زكريا الشربيني، ٢٠٠١، ١٠١).

وللتحقق من الفروض الفارقة والارتباطية بالأساليب الإحصائية البارامترية و اللابارامترية المناسبة يؤكد (زكريا الشربيني،٢٠٠١، ٩٧) على استعمال الأساليب الإحصائية البارامترية إذا كانت العينة كبيرة (حجم العينة > ٣٠) واستعمال الأساليب الإحصائية اللابارامترية إذا كانت العينة صغيرة (حجم العينة <٣٠)، ويمكن استخدام الأساليب الإحصائية البارامترية إذا كانت العينة صغيرة (حجم العينة <٣٠) ولكن بشروط هي إعتدالية التوزيع وتجانس التباين بين العينات، وقد أكدت دراسة (عبد اللطيف الغامدي،٢٠٠٠، ٣) على بناء قواعد لاتخاذ قرارات دقيقة تتعلق بأسلوب اختيار العينة وتحديد حجمها، للوصول لتقديرات دقيقة يقل فيها حجم انحراف إحصاءه العينة عن معلمة المجتمع الإحصائي، وذلك في محاولة لتحسين أساليب تصميم العينة والتغلب على بعض الصعوبات التي تواجه الباحثين عند إجراء أبحاثهم العلمية، كما هدفت إلى إثراء معلومات الباحثين حول أهم مرحلة من مراحل تصميم أبحاث العينات، ليصل الباحث إلى درجة من القناعة وعدم الشك والريبة في نتائج أبحاث العينات، والإفادة أيضاً من خصائص أبحاث العينات وما توفره من وقت وجهد وسرعة في الإنجاز وزيادة في تعميم النتائج، وتوصلت دراسة (عبد اللطيف الغامدي،٢٠٠٣، ٤) إلى الاستنتاجات التالية:

١) لتقدير معالم المجتمع الإحصائي بدرجة دقيقة، فإن حجم انحراف التقديرات الناتجة عن العينة للأوساط الحسابية، تعتمد على كمية الخطأ التي يقع فيها الباحثين والتي يمكن إيجازها في الآتي:

أ) أخطاء الانحياز الناتجة عادةً عن انحراف متوسط متوسطات العينات عن المتوسط الحقيقي، وهذا النوع من الأخطاء التي يصعب على الباحثين تقليلها أو التخلص منها، نتيجة تحيز الباحث في الأساس واختيار عدد من العينات بدلاً من أخذ كل العينات الممكنة.

ب) أخطاء المعاينة العشوائية الناتجة عن انحراف متوسطات العينات عن متوسط المتوسطات، والتي تتأثر بدرجة واضحة بأسلوب المعاينة وحجم العينة وتباين المجتمع، ويمكن للباحثين تقليله بدرجة كبيرة، وذلك من خلال استخدام الأسلوب المناسب لطبيعة البيانات وكذلك تقدير حجم العينة بدرجة دقيقة.

٢) أسلوب المعاينة يسهم في تقليل حجم انحراف إحصاءه العينة عن معلمة المجتمع، وذلك من منطلق استخدام الأسلوب المناسب لطبيعة البيانات، حيث أنه في البيانات المتجانسة يمكن الحصول على عينة عشوائية بسيطة بحجم مناسب للخروج بقرارات دقيقة، أما البيانات غير المتجانسة والتي تشتمل على مجموعات متجانسة أو مجموعات صغيرة أو متطرفة فإن الأسلوب العشوائي الطبقي يمثل الحل الأمثل لمثل هذا النوع من البيانات.

٣) حجم العينة يؤثر على دقة تقدير معالم المجتمع الإحصائي، حيث يتناقص حجم انحراف إحصاءه العينة عن معلمة المجتمع بازدياد حجم العينة، وهذا التناقص يحدث بدرجة متسقة

٤) طبيعة المجتمع تؤثر بدرجة كبيرة في أسلوب المعاينة وكذلك حجمها، فكلما زاد تشتت المجتمع أصبح الباحث يحتاج لعينة حجمها كبير ليصل إلى تقديرات دقيقة، كما أن مجتمع الدراسة إذا وجد في مراحله مجموعات متجانسة يكون من المناسب استخدام الأسلوب العشوائي الطبقي لوضعها في مجموعات خاصة، أما المجتمعات المتجانسة فإن الأسلوب العشوائي البسيط يعد كافياً للوصول لتقديرات دقيقة، مع الأخذ في الاعتبار زيادة حجم العينة.

ويشير (زكريا الشربيني،٢٠٠١، ١١٥) إلى تنوع الأساليب الإحصائية المستخدمة في التحقق من الفروض الإرتباطية والفروض الفارقة لا بارا متريا ويتضح ذلك في جدولي (٦)، (٧).

جدول (٦)

الأساليب الإحصائية التي تستخدم للتحقق من الفروض الفارقة لا بارا متريا

المجموعات	البيانات اسمية	البيانات رتبية
مجموعة واحدة	اختبار ذي الحدين، اختبار كاي تربيع، اختبار كولموجروف سمير نوف .	–
مجموعتين مستقلتين	اختبار فشر، اختبار كاي تربيع، اختبار الوسيط.	اختبار كولموجورف سمير نوف، مان ويتني، والف والد وتز.
مجموعتين مرتبطين	اختبار ماكنمار	اختبار ويلكوكسن، اختبار مان ويتني، اختبار الإشارة.
مجموعات مستقلة	اختبار كاي تربيع ، اختبار الوسيط	اختبار كروس كال، اختبار جونكهير
مجموعات مرتبطة	اختبار كيو (كوجران)	اختبار فريدمان

جدول (٧)

الأساليب الإحصائية التي تستخدم للتحقق من الفروض الارتباطية لا بارا متريا

المتغيران رتبيان	المتغيران اسميان	أحدهما رتبي والآخر اسمي
معامل الرتب لسبيرمان، معامل جاما، ارتباط كندال، اتفاق كندال، معامل اتساق كندال، معامل سومر.	معامل الاقتران الرباعي، معامل ارتباط فآي، الارتباط الرباعي بمعلومية فآي، معامل توافق كنتجسني، معامل كرامر، معامل تشيبرو، اختبار الاستقلالية، معاملات لمدا.	معامل كوريتون الثنائي، معامل ثيتا، معامل الاقتران الاسمي لويلكوكسن.

ولكن متى نستخدم هذا المعامل أو ذاك في تحديد العلاقة الارتباطية ؟ وفي هذا الصدد يرى (زكريا الشربيني،٢٠٠١، ١٢٢) أنه يتم الانتقال من معامل ارتباط الرتب لسبيرمان إلى معامل جاما لكي نعالج خطأ تكرار الرتب ٣,٥ ، ٣,٥ ، ٤,٥ ،٤,٥ ...... ونظراً لأن معامل جاما أحياناً يعطي ارتباط تام لذا فهو أضعف من معامل ارتباط كندال فنستخدم معامل ارتباط كندال ، ونلجأ إلى حساب معامل اتفاق كندال إذا أردنا تحديد ارتباط أكثر من متغيرين معاً؛ بينما نلجأ إلى معامل سومر dyx إذا أراد الباحث معرفة القيمة التنبؤية لأحد المتغيرين على الآخر وهذا ما يعجز عنه معامل سبيرمان وجاما وكندال وذلك بالنسبة للقياس الرتبي، أما بالنسبة للقياس الاسمي: نلاحظ أن معامل كنتجنسي أدق من معاملي الاقتران الرباعي وفآي وذلك في حالة الجدول ٢×٣ ، ٤×٣. بينما إذا كان الجدول غير مربع بمعنى ٢×٢ ، ٣×٣ نستخدم معامل كرامر ، وننتقل إلى معامل تشيبرو إذا كان هناك أكثر من بند للإجابة وأكثر من انقسام ثنائي بمعنى الإجابة (نعم ، لا ، متردد) ، أما معامل لامدا فيستخدم لمعرفة القوة التنبئوية لمتغير بدلالة الآخر.

وسنلقي الضوء على الأساليب الإحصائية المستخدمة للتحقق من الفروض الارتباطية والفروض الفارقة لا بارامترياً.

*- الأساليب الإحصائية المستخدمة للتحقق من الفروض الارتباطية لا بارا متريا

أولاً أساليب ارتباطيه بين متغيرين رتبيين:

١- معامل ارتباط سبيرمان للرتب:

ويهدف إلى قياس التغير الاقتراني القائم بين ترتيب الأفراد أو الأشياء بالنسبة لصفة، وترتيبهم بالنسبة لصفة أخرى، ويمكن استعمال معامل ارتباط الرتب لسبيرمان بقانون على الصورة.

$$ر = ١ - \frac{٦ \text{ مجـ } ف^{٢}}{ن (ن^{٢} - ١)}$$

حيث ن عدد أفراد العينة، ف الفرق بين رتب المتغيرين، ر معامل الارتباط ويتراوح بين -١ : +١

شروط استخدام معامل ارتباط الرتب لسبيرمان:

- ✓ يفضل استخدام معامل ارتباط الرتب لسبيرمان في حالة العينات التي يكون حجمها ١٠ فأقل، ومن الممكن استخدامه بوجه خاص حينما لا يتجاوز حجم العينة ٣٠ فرداً.
- ✓ يجب ترتيب المتغيرين تصاعدياً معاً(من الأصغر إلى الأكبر) أو تنازلياً معاً (من الأكبر إلى الأصغر).
- ✓ عند تعيين فروق الرتب(ف) يجب طرح رتب المتغيرين في اتجاه واحد بالنسبة لجميع أفراد العينة (بمعنى نطرح رتب المتغير الأول من الثاني لجميع الأفراد أو العكس).
- ✓ يمكن استخدام معامل ارتباط الرتب لسبيرمان إذا كان أحد المتغيرين أو كلاهما نسبي وذلك بعد تحويل البيانات إلى رتب.

ويجب أن يكون القيمة المحسوبة لمعامل ارتباط الرتب أكبر من القيمة الجدولية حتى يكون ذو دلاله عند مستويات الدلالة المختلفة (٠,٠١ ، ٠,٠٥ ، ٠,٠٠١.......).

٢- معامل جاما:

وهو معامل رياضي يفضل استخدامه حينما لا يكون من المناسب استخدام معامل الرتب لسبيرمان، ويعتمد قانونه المستخدم على جدول تكراري مزدوج ويحسب من القانون:

$$\gamma = \frac{أ - خـ}{أ + خـ}$$

حيث أ حاصل ضرب عدد حالات الاتفاق،

خ حاصل ضرب عدد حالات الاختلاف.

γ معامل ارتباط جاما ويتراوح مابين -١ : +١

شروط استخدام معامل ارتباط جاما:

- ✓ يمكن استخدام معامل جاما على الرغم من ظهور خلايا قيمتها صفر في الجدول المزدوج.
- ✓ يمكن استخدام معامل جاما بحيث يكون أحد المتغيرين من النوع الاسمي والأخر من النوع الفتري (على صورة فئات).
- ✓ لا يشترط أن يكون عدد الخلايا الأفقية مساوياً لعدد الخلايا الرأسية.

وحتى يكون معامل جاما ذو دلالة إحصائية يجب أن نحسب قيمة د وتكون قيمة د أكبر من القيم الجدولية المعروفة عند مستويات الدلالة المختلفة، وتحسب قيمة د من القانون:

$$\text{د} = \gamma \sqrt{\frac{\text{أ} + \text{خـ}}{\text{ن}\ (1 - \gamma^{2})}}$$

حيث ن جميع أفراد المجموعة التي تكون جدول تصنيف البيانات.

٣. معامل ارتباط كندال:

ويهدف إلى قياس العلاقة بين متغيرين كليهما من النوع الرتبي، ويعتمد على فكرة معامل جاما نفسها ويرمز له بالرمز (تو أ) والقانون المستخدم هو:

$$\text{تو أ} = \frac{\text{أ} - \text{خـ}}{0.5\ \text{ن}\ (\text{ن} - 1)}$$

حيث ن جميع أفراد عينة الدراسة، أ ، خ كما سبق في معامل ارتباط جاما.

ومن المآخذ على هذا الأسلوب:

* أنه في حالة وجود قيم تتساوى لها الرتبة أو تكرر، فإن قيمة المعامل لا تصل إلى الحد الأقصى أو ما نسميه الارتباط التام ± ١.

وتحسب الدلالة الإحصائية لمعامل ارتباط كندال من النوع الأول من العلاقة:

$$\text{د} = \frac{\text{أ} - \text{خـ} - 1}{\sqrt{\text{ن}\ (\text{ن}-1)\ (2\text{ن} + 5)\ /\ 18}}$$

ويجب أن تكون قيمة د أكبر من القيم الجدولية عند مستويات الدلالة المختلفة.

٤- معامل اتفاق كندال:

قد نحتاج إلى حساب الارتباط بين أكثر من ترتيبين، كما سبق في حالة ارتباط سبيرمان للرتب ولكن وجود أكثر من متغير يحتاج إلى وقت وجهد كبير إذا استخدمنا معامل سبيرمان، في هذه الحالة يوجد معامل يسهل مثل هذه الإجراءات وهذا المعامل هو معامل اتفاق كندال ويحسب من القانون:

$$\text{ر} = \frac{12\ \text{مجـ ف}^{2}}{\text{م}^{2} \times \text{ن}\ (\text{ن}^{2} - 1)}$$

حيث ن حجم العينة، م عدد المحكمين.

ف الفرق بين مجموع رتب كل فرد عن المتوسط العام لمجموع الترتيبات.

الدلالة الإحصائية لمعامل اتفاق كندال:

لتقدير الدلالة الإحصائية للمعامل المحسوب نستخدم القانون:

$$\text{ف} = \frac{\text{ر}\ (\text{م} - 1)}{1 - \text{ر}}$$

والقيمة الناتجة نقارنها بجدول " ف " عند درجات حرية: للبسط عدد المحكمين -١ ، للمقام عدد المحكوم عليهم – ١

فإذا كانت القيمة الناتجة من القانون السابق أكبر من أو تساوي قيمة " ف " الجدولية، قيل إن معامل اتفاق كندال دال إحصائياً. (زكريا الشربيني، ٢٠٠١)

ملاحظة:

هناك علاقة تربط بين معامل ارتباط سبيرمان ومعامل اتفاق كندال على الصورة:

$$س = \frac{ر - ١}{م - ١}$$

حيث س متوسط معاملات ارتباط سبيرمان التي يمكن حسابها بين كل مجموعتين، ر معامل اتفاق كندال، م عدد المحكمين.

<u>٥- معامل اتساق كندال:</u>

إذا كانت البيانات التي يتم جمعها من المحكمين في صورة أزواج، عندئذ يفضل استخدام معامل اتساق كندال لكي نوضح مدى الاتساق بين هذه الثنائيات وأراء المحكمين وذلك من القانون:

$$K = \frac{١٢ \text{ مجـ } ف^{٢}}{ن (ن^{٢} - ١)}$$ عندما تكون ن فردية

$$K = \frac{١٢ \text{ مجـ } ف^{٢} - ٣ ن}{ن (ن^{٢} - ٤)}$$ عندما تكون ن زوجية

حيث ن عدد العناصر المحكوم عليها، $ف^{٢}$ مربعات فروق مجموع رتب العنصر عن المتوسط العام لمجموع الترتيبات.

<u>٦- معامل سومر للاقتران الرتبي:</u>

ويستخدم هذا المعامل في معرفة التنبؤ بمتغير على الأخر، ويحسب من القانون:

$$d\,y\,x = \frac{\text{مجـ } ك_{ت} - \text{ مجـ } ك_{خ}}{\text{مجـ } ك_{ت} + \text{ مجـ } ك_{خ} + ك_{ص}}$$

وذلك لمعرفة التنبؤ بالمتغير ص إذا علمنا س حيث:

$ك_{ت}$ تكرار الاتفاق بين الرتب. $ك_{خ}$ تكرار الاختلافات بين الرتب.

$ك_{ص}$ أزواج الدرجات المكررة في المتغير ص .

ثانياً : أساليب ارتباطيه بين متغيرين أحدهما رتبي والآخر اسمي:

<u>١- معامل الارتباط الثنائي للرتب (معامل كوريتون):</u>

ويستخدم هذا المعامل في حالة وجود متغيرين أحدهما رتبي مثل المستوى الثقافي والآخر متغير اسمي (ثنائي) مثل الجنس (ذكر ـ أنثى) أو المستوى الحضاري (ريفي ـ حضري)، فإذا رمزنا للمستوى الحضاري بالرمز س، والمستوى الثقافي بالرمز ص، مع الأخذ في الاعتبار أن المستوى الحضاري ينقسم إلى ريفي وحضري والمستوى الثقافي له ترتيبات من ١ إلى ١٠ بحيث تشير الرتبة الأكبر إلى مستوى ثقافي أعلى ، فإن إيجاد الارتباط بين هذين المتغيرين يعطي بالقانون:

$$ر = \frac{٢}{ن} (ص_{٢} - ص_{١})$$

حيث $ص_{١}$ متوسط رتب المستوى الثقافي للأفراد الذين كانوا من الريف ، $ص_{٢}$ متوسط رتب المستوى الثقافي

للأفراد الذين كانوا من الحضر، ن عدد أفراد العينة.

الدلالة الإحصائية لمعامل الارتباط الثنائي للرتب:

تتم معالجة الأمر طبقاً لمعادلة على الصورة

$$Z = ر \, ط \, ن \times \sqrt{\frac{ن}{ن_١ \, ن_٢}}$$

حيث تتحول قيمة معامل الارتباط إلى Z التي تكون قيمها الحرجة للرفض أو القبول هي:

عند مستوى ٠,٠٥ هي ± ١,٩٦ ، عند مستوى ٠,٠١ هي ± ٢,٥٨ علما بأن:

ر معامل الارتباط الثنائي للرتب، $ن_١$ عدد الأفراد الذين كانوا من الريف، $ن_٢$ عدد الأفراد الذين كانوا من الحضر، ن هي $ن_٢ + ن_١$ ، ط طول ارتفاع المنحنى الطبيعي عند النقطة التي تفصل بين النسبة $ن_١$ / ن والنسبة $ن_٢$ / ن (زكريا الشربيني، ٢٠٠١)

<u>٢- معامل الاقتران الاسمي ـ الرتبي لويلكوكسن:</u>

ويستخدم هذا المعامل إذا أردنا معرفة الارتباط بين متغيرين أحدهما رتبي والأخر اسمي وقد يكون المتغير الاسمي ثنائي التقسيم (مصري ـ سوري) أو متعدد التقسيم مثل (مصري ، سوري ، سعودي ، كويتي) ، لذلك يوجد قانونين لهذا المعامل:

أ- في حالة المتغير الاسمي ثنائي التقسيم(مصري ـ سوري):

$$\theta = \frac{|ك_{أب} - ك_{بأ}|}{(ن_{أ} \times ن_{ب})}$$

ب- في حالة المتغير الاسمي متعدد التقسيم:

$$\theta = \frac{مجـ |ك_{أب} - ك_{بأ}|}{مجـ (ن_{أ} \times ن_{ب})}$$

حيث θ معامل ثيتا (معامل اقتران ويلكوكسن)

$ك_{أب}$ عدد المرات التي يكون فيها الذكر أفضل من الأنثى مثلاً، $ن_{أ}$ عدد الذكور

$ك_{بأ}$ عدد المرات التي تكون فيها الأنثى أفضل من الذكر، $ن_{ب}$ عدد الإناث

$|ك_{أب} - ك_{بأ}|$ القيمة المطلقة (الفرق دون الإشارة).

ثالثاً: أساليب ارتباطيه بين متغيرين اسميين:

<u>١- معامل الاقتران الرباعي:</u>

ويستخدم هذا المعامل في حالة المتغيرات النوعية غير القابلة للقياس العددي ، والتي يقسم كل منها إلى وجهين فقط مثل (حضر. لم يحضر) أو (شفي . لم يشفى).

فإذا كان لدينا المتغيران النوعيان س ، ص وكان كلا منهما ينقسم إلى قسمين فيمكن الحصول على جدول توافق في الصورة:

س / ص	قسم أول س	قسم ثان س
قسم أول ص	أ	ب
قسم ثان ص	جـ	د

حيث أ ، ب، جـ ، د المشاهدات في صورة تكرارات .

والقانون المستخدم في إيجاد الارتباط بين المتغيرين س، ص في هذه الحالة يعطي بالصورة:

$$Q = \frac{أ \times د - ب \times جـ}{أ \times د + ب \times جـ}$$

ملاحظة :

١- يقرر يول أنه من المفضل استخدامه في الحالات التي يصعب فيها استخدام معامل الارتباط الرباعي.

٢- البعض يقصر استخدامه على تحديد قوة الاقتران بين متغيرين من المستوى الرتبي في جدول اقتران ٢ × ٢.

الدلالة الإحصائية لمعامل الاقتران الرباعي:

نحول قيمة Q إلى Z طبقاً للقانون:

$$Z = \frac{٢Q}{١ - Q^{٢}} \times \frac{١}{\sqrt{١/أ + ١/ب + ١/جـ + ١/د}}$$

<u>٢- معامل ارتباط فآي:</u>

إذا كانت البيانات في صورة متغيرين ينقسم كل منهما انقساماً ثنائياً في صورة اسمية مثل (صواب ـ خطأ) ، (نعم ـ لا) ، (١ ـ صفر) ، أيضا إذا حولت المتغيرات المتصلة إلى متغيرات ثنائية وكان الهدف معرفة العلاقة بين هذين المتغيرين.

فإذا كان لدينا جدول ثنائي كما يلي:

$س_{١}$ / $س_{٢}$	نعم	لا
نعم	أ	ب
لا	جـ	د

ويعطى القانون من الصورة:

$$\Phi = \frac{أ \times د - ب \times جـ}{\sqrt{(أ + ب)\ (أ + جـ)\ (ب + د)\ (جـ + د)}}$$

الدلالة الإحصائية لمعامل فآي:

لمعرفة ما إذا كان هذا المعامل له دلالة إحصائية عند مستوى معين أم لا، علينا أن نحول فآي المحسوبة إلى Z من القانون: Z = $\Phi \sqrt{ن}$ ويجب أن نقارن قيمة Z بالقيم الجدولية.

<u>٣- معامل الارتباط الرباعي بمعلومية معامل فآي:</u>

إذا أمكن للباحث تقسيم متغيرين من النوع المتصل إلى متغيرين من النوع ثنائي التقسيم، مثل متغير الذكاء (مرتفع . منخفض)، ومفهوم الذات (مرتفع . منخفض)، فإنه يمكن تقسيم المتغير المتصل في هذه الحالة، إلى متغير ثنائي التقسيم عند النقطة التي تمثل وسيط المتغير المتصل.

ويمكن الحصول على قيمة تقريبية لمعامل الارتباط الرباعي إذا حسب معامل فآي بالطريقة السابقة، ثم نستخدمه في قانون معامل الارتباط الرباعي الذي على الصورة:

$$ر_ع = جا\ (\ ٩٠ \times \Phi)$$

حيث نجد أن ر ع معامل الارتباط الرباعي ، جا جيب الزاوية Sin ، Φ معامل فآي.

وقد أشار جيلفورد إلى الحالات التي لا يجوز معها استخدام معامل الارتباط الرباعي وهي:

١- ر ع = - ١ على الرغم من أن الخلية أ = صفر

٢- ر ع = + ١ على الرغم من أن الخلية جـ = صفر

٣- التكرار ١٥ قليل جداً بالنسبة للتكرارات الأخرى.

صفر أ	٢٠٠ ب
١١٠ جـ	٩٠ د

١١٠ أ	٨٠ ب
صفر جـ	١٥٠ د

١٥ أ	٨٥ ب
١٠٥ جـ	٩٥ د

وعلى أي حال فإن العلاقة المستقيمة إذا لم تكن منخفضة بين المتغيرين موضع الاهتمام، فإن قيمة ر ع سوف تكون متحيزة.

<u>٤- معامل التوافق أو التصاحب (معامل كنتجنسي):</u>

وهو معامل أعم من معامل الاقتران الرباعي حيث يمكن استخدامه سواء كان الجدول مزدوج ٢ × ٢ أو أكثر ، وسواء تساوى عدد خلايا الصفوف والأعمدة أو لم يتساوى.

ويمكن أيضاً استخدامه لقياس الظواهر غير القابلة للقياس العددي بعد تبويبها في صورة جداول تكرارية مزدوجة عدد أعمدتها أو صفوفها $\leq$ ٢

والقانون المستخدم هو :

$$ق = \sqrt{١ - ١ / جـ}$$

حيث:

$$جـ = \frac{\text{مربع تكرار كل خلية}}{\text{مجموع التكرارات لعمود تلك الخلية} \times \text{مجموع التكرارات لصف نفس الخلية}}$$

الدلالة الإحصائية لمعامل التوافق:

١- لكي نكشف عن وجود دلالة لمعامل التوافق أو عدم وجود دلالة يجب حساب كآي تربيع من القانون:

$$\text{كا}^2 = \frac{\text{ن} \times \text{ق}^2}{1 - \text{ق}^2}$$

حيث ن عدد أفراد العينة، ق٢ مربع معامل التوافق المحسوب.

٢- ثم نقارن كاي تربيع المحسوبة والجدولية عند

درجات حرية = (عدد الأعمدة - ١) × (عدد الصفوف - ١).

ملاحظة:

يشير زكريا الشربيني (٢٠٠١، ١٩٢) إلى أنه يمكن الاستفادة من معامل التوافق في إيجاد العلاقة بين متغيرين أحدهما كمي، والأخر اسمي (نوعي).

٥- معامل كرامير:

وهو معامل يحسب العلاقة بين المتغيرات الاسمية (النوعية ، الكيفية)ويحسب من القانون التالي:

$$\text{ق} = \sqrt{\frac{\text{جـ} - 1}{\text{ع} - 1}}$$

ع العدد الأقل للصفوف أو الأعمدة، جـ كما سبق.

الدلالة الإحصائية لمعامل كرامير كما سبق في معامل التوافق.

٦- معامل تشيبرو:

هناك حالات نجد أن المتغيرات تنقسم انقسامات ثلاثية مثل (نعم ـ متردد ـ لا)، أو أن للبند بديلاً للإجابة من بين ثلاثة بدائل أو أربعة بدائل مثل (موافق بشدة . موافق . أرفض . أرفض بشدة).

وفي مثل هذه الحالات لا يمكن استخدام معامل فاي الذي يعتمد على التقسيم الثنائي للمتغير، ويقدم تشيبرو معاملاً يسمى بمعامل الارتباط الثلاثي يعطى بالقانون:

$$\text{ر}_{\text{ش}} = \sqrt{\frac{\text{ق}^2}{(1 - \text{ق}^2)\sqrt{(\text{ل} - 1)(\text{م} - 1)}}}$$

ر ش معامل تشيبرو. ق معامل التوافق. ل عدد البدائل أو الانقسامات للمتغير الأول. م عدد البدائل أو الانقسامات للمتغير الثاني.

٧- معامل لامدا:

يستخدم معامل لامدا لقياس الارتباط بين المتغيرات المنقسمة اسمياً ويحسب من القانون:

$$\lambda_{\text{ص س}} = \frac{\text{مجـ ك} - \text{ك}_{\text{ص}}}{\text{ن} - \text{ك}}$$

λ ص س معامل لامدا الذي يوضح الدرجة التي يمكن بها تقدير ص من المتغير س.

مجـ ك مجموع تكرارات الفئات المنوالية (الأكثر تكراراً) لكل فئة من فئات المتغير المستقل س، ك ص تكرار الفئة المنوالية الهامشية للمتغير التابع ص.

ويفضل اللجوء إلى معامل لامدا عندما تكون بعض التكرارات لخلايا الجدول المزدوج بها أصفار.

الدلالة الإحصائية لمعامل لامدا:

يجب حساب معامل كآي تربيع والمقارنة بقيمها الجدولية، حيث ،نجد:

$$\text{كا}^{2} = \text{مجـ} \frac{(\text{هـ} - \text{ق})^{2}}{\text{ق}}$$

حيث هـ التكرار المشاهد ، ق التكرار المتوقع .

ق = (مجـ تكرارات الصف × مجـ تكرارات العمود) / ن

**- الأساليب الإحصائية المستخدمة للتحقق من الفروض الفارقة لا بارا متريا

<u>**١- اختبار مربع كآي:**</u>

وهو اختبار إحصائي يفحص العلاقة بين متغيرين أو أكثر Laura Little (2004) ويستخدم في حالة التحقق من صحة الفروض الفارقة ولكن هناك شروط لاستخدام هذا المعامل ألا وهي:

- ✓ يجب أن تكون البيانات من النوع الاسمي مثل الاستبيانات أو الاختبارات التي تحتوي فقرات تتطلب الإجابة عن كل فقرة بديلاً من ثلاثة بدائل (نعم . متردد . لا).
- ✓ يفضل استخدام هذا الاختبار حينما تكون المجموعات المطبق عليها الاختبار أو الاستبيان مجموعات مستقلة مثل اختيار لعبة من هذه اللعب (كرة السلة ، التنس، الطائرة، القدم).

ويمكن حساب قيمة كآي تربيع من القانون:

$$\text{كا}^{2} = \text{مجـ} \frac{(\text{هـ} - \text{ق})^{2}}{\text{ق}}$$

حيث هـ التكرار المشاهد ، ق التكرار المتوقع .

ق = (مجـ تكرارات الصف × مجـ تكرارات العمود) / ن

الدلالة الإحصائية لكآي تربيع:

لكي تكون قيمة كآي تربيع دالة يجب أن تكون قيمة كآي تربيع المحسوبة من القانون السابق أكبر من القيم الجدولية لمربع كآي عند مستويات الدلالة المختلفة والتي نكشف عنها من الجداول الإحصائية عن طريق استخدام درجات الحرية والتي تساوي عدد البدائل . ١

<u>**٢- اختبار كولموجورف . سمير نوف:**</u>

يستعان بهذا الأسلوب في حالة البيانات الاسمية للتحقق من صحة الفرض القائل أن الفروق بين التكرارات جاءت عن طريق الصدفة (أي أن هذا الاختبار هو بديل للاختبار السابق مربع كآي) ولكن نجد أن أسلوب كولموجورف . سمير نوف أكثر دقة من كا*٢ ؛ خاصة عندما يكون عدد أفراد العينة $\geq$ ٣٠ .

والقانون المستخدم في هذا الاختبار على الصورة:

$$K.S = \left| \frac{ك_{جه} - ك_{جق}}{ن} \right|$$

حيث : ك جه التكرار المتجمع المشاهد (الملاحظ) ، ك جق التكرار المتجمع المتوقع، ن عدد أفراد العينة. بحيث تكون قيمة K.S هي أكبر فرق مطلق بين النسب المتجمعة المشاهدة والنسب المتجمعة المتوقعة.

الدلالة الإحصائية لاختبار كولموجورف سمير نوف:

نستخرج القيمة المقابلة لعدد أفراد العينة ن من جداول القيم النظرية لاختبار كولموجورف ـ سمير نوف لعينة واحدة ، وحتى تكون القيم ذات دلالة يجب أن تكون قيمة K.S المحسوبة ≤ القيمة الجدولية.

٣- اختبار مان . ويتني (اختبار يو U):

وهو اختبار لا بارا متري قوي ، يعد بديلاً عن اختبار " ت " حينما نعجز عن توفير شروط اختبار " ت " ، ويستخدم في المقارنة بين عينتين مستقلتين ويشترط أن تكون بيانات كل عينة في صورة رتبية.

ويوجد ثلاثة أنواع من المعالجة في هذا الاختبار، وهي عندما تكون العينات صغيرة جداً ولا يتجاوز عدد أفرادها ٨ أفراد ، وعندما تكون العينات ذات حجم متوسط من ٩ أفراد إلى ٢٠ فرداً والحالة الثالثة عندما يزيد عدد أفراد العينة عن ٢٠ فرداً وبالطبع يكون العدد أقل من ٣٠ فرداً لأننا بصدد الحديث عن الأساليب اللابارامترية.(زكريا الشربيني،٢٠٠١)

أولاً اختبار مان ويتني عند ن < ٩:

يجب علينا إتباع الخُطوات التالية:

١. ندمج الدرجات الخاصة بالمجموعتين بعضها مع بعض في جدول واحد، بحيث يتم كتابتها من القيمة الصغرى إلى القيمة الكبرى.
٢. نكتب أسفل كل درجة من درجات الجدول السابق الرمز س، إذا كانت الدرجة من درجات المجموعة الأولى أو العينة الأولى، والرمز ص إذا كانت من درجات المجموعة الثانية.
٣. نحسب قيمة U١ وهي عدد س الذي هو أقل من ص، ونحسب قيمة U٢ وهي عدد ص الذي هو أقل من س.
٤. نحدد أي القيمتين U١ ، U٢ هي الأصغر ونكشف عنها بجدول مان ـ ويتني للعينات الصغيرة (الموضح في الملاحق).

ملاحظة:

نلاحظ أن هذه القيم خاصة باختبار ذا ذيل واحد ؛ وإذا أردنا حساب الدلالة لاختبار ذي ذيلين فإننا نضرب القيمة الناتجة من الجدول في ٢.

مثال:

فيما يلي درجات لسمة العصابية لدى مجموعة من مرضى آلام أسفل الظهر، ومجموعة أخرى من غير المرضى والمطلوب التحقق من دلالة الفروق، حيث:

درجات العصابية لدى مرضى آلام أسفل الظهر: ١١ .١٣ .١٤ .١٨ .٢٢.

درجات العصابية لدى غير المرضى : ١٠. ١٥. ١٦.

الحل:

١. نرمز للمجموعة ذات العدد الأكبر بالرمز ن٢ والأخرى ن١ فيصبح ن١ = ٣ ، ن٢ = ٥، ثم نكون الجدول التالي بوضع القيم مرتبة من الأصغر للأكبر.

٢. نضع الرمز س لكل درجة من المجموعة الأولى، والرمز ص لدرجات المجموعة الثانية.

الدرجات	١٠	١١	١٣	١٤	١٥	١٦	١٨	٢٢
رمز المجموعة	ص	س	س	س	ص	ص	س	س

٣. ولحساب U١ عدد السينات ذات القيم الأقل من الصادات نقوم بمقارنة أول درجة من درجات المجموعة الثانية بالدرجات الأقل منها في المجموعة الأولى كما يلي:

الدرجة ١٠ لا يوجد درجات أقل منها في المجموعة الأولى وبالتالي عدد السينات هنا صفر.

الدرجة ١٥ توجد الدرجات (١١. ١٣. ١٤) أقل منها إذاً عدد السينات هنا ٣.

الدرجة ١٦ توجد الدرجات (١١. ١٣. ١٤) أقل منها إذاً عدد السينات هنا ٣.

إذا U١ = صفر + ٣ + ٣ = ٦

بإتباع نفس الطريقة نجد أن

U٢ = ١ + ١ + ١ + ٣ + ٣ = ٩

٤. نلاحظ أن U١ هي الأصغر فيصبح لدينا U١ = ٦ ، ن١ = ٣ ، ن٢ = ٥ وبالكشف في جدول مان ويتني لاختبار ذيل واحد نجد أن القيمة الجدولية هي ٠,٣٩٣ وتكون بالنسبة لاختبار ذيلين ٠,٧٨٦ وهي أكبر من ٠,٠٥ ومن ثم فلا توجد فروق ذات دلالة بين المجموعتين.

ثانياً اختبار مان ويتني عند ٩ ≥ ن ≤ ٢٠:

يجب علينا إتباع الخُطوات التالية على اعتبار أن أحجام العينتين ن١ ، ن٢ :

- ✓ بعد دمج درجات المجموعتين علينا إجراء ترتيب لهذه الدرجات بحيث تأخذ الدرجة الصغرى الرتبة ١ فالأكبر ٢ وهكذا ، وفي حالة تساوي الرتب نأخذ متوسط الرتب.
- ✓ نحسب مجموع الترتيبات التي اتضحت لدرجات المجموعة الأولى والثانية ونرمز لهما على الترتيب بالرموز مجـ ر١ ، مجـ ر٢.
- ✓ نحسب U١ ، U٢ طبقا لما يلي:

U١ = ن١ن٢ + ن١ (ن١ + ١) / ٢ – مجـ ر١

U٢ = ن١ن٢ + ن٢ (ن٢ + ١) / ٢ – مجـ

الدلالة الإحصائية لاختبار مان . ويتني عند ٩ ≥ ن ≤ ٢٠:

نقارن U الصغرى بالقيم الجدولية ويجب أن تكون القيمة المحسوبة أصغر من الجدولية حتي تكون الفروق ذات دلالة إحصائية.

ثالثاً اختبار مان . ويتني عندما ن > ٢٠:

نتبع نفس الخطوات في الحالة الثانية ، ثم بعد تحديد القيمة الصغرى نعوض في المعادلة التالية:

$$Z=\frac{٢\,U\,\text{الصغرى} - \text{ن}_{١}\text{ن}_{٢}}{\sqrt{\text{ن}_{١}\text{ن}_{٢}\,(\text{ن}_{١}+\text{ن}_{٢}+١)\,/\,٣}}$$

ولحساب الدلالة الإحصائية لاختبار مان ويتني عندما ن > ٢٠

يجب أن نقارن قيمة Z بالقيم التالية عند المستويات المختلفة ويجب أن تكون القيمة المحسوبة أصغر من الجدولية لكي يكون الفرق ذو دلالة :

المستوى	اختبار ذيل واحد	اختبار ذيلين
٠,٠٥	± ١,٦٥	± ١,٩٦
٠,٠١	± ٢,٣٣	± ٢,٥٨

٤- اختبار ويلكوكسن للأزواج غير المستقلة ذات الإشارة للرتب:

اختبار بديل لاختبار " ت " وذلك في حالة الأزواج المترابطة ويستخدم حينما تتم مزاوجة المشاهدات في مجموعتين متناظرتين من البيانات، مثل: تطبيق الباحث لاختبار قبلي ثم اختبار بعدي على العينة نفسها، أو كما هو الحال في الأزواج المتطابقة.

أولاً طريقة ويلكوكسن عندما ٦ ≤ ن ≤ ٢٥.

في هذه الحالة يجب علينا أن إتباع الخطُوات التالية:

- ✓ نضع البيانات المناظرة لكل زوج في عمودين، يخصص العمود الأول لبيانات الاختبار القبلي مثلاً والعمود الثاني لدرجات الاختبار البعدي.
- ✓ نحسب الفرق المطلق (بحذف الإشارة السالبة إن وجدت) بين كل درجتين متناظرتين متجاورتين لكل فرد؛ بحيث نطرح درجة البعدي من القبلي.
- ✓ توضع رتب للفروق التي ظهرت في الخُطوة السابقة ونبدأ الترتيب تصاعدياً.
- ✓ يعاد كتابة الرتب في عمود آخر وترصد أمامها الإشارات التي سبق حذفها من الفرق المطلق، ثم نجمع الفروق الموجبة ونرمز لها بالرمز T_1 ، والفروق السالبة تصبح T_2 ونأخذ منها القيمة الأقل.
- ✓ لحساب الدلالة نقارن قيمة T المحسوبة بالقيم الجدولية الموضحة في الملاحق، ويجب أن تكون القيمة المحسوبة أقل من الجدولية حتى يكون الفرق دال.

ثانياً : طريقة ويلكوكسن عندما ن > ٢٥:

يجب علينا إتباع نفس الخُطوات السابقة ونحدد قيمة T١ أو T٢ ونأخذ منها القيمة الصغرى ونحولها إلى Z طبقاً للقانون التالي:

$$Z = \frac{٤\ T\ \text{الصغرى} - ن\ (ن + ١)}{\sqrt{٢ن(ن + ١)\ (٢ن + ١)\ /\ ٣}}$$

ملاحظة:

يجب أن ننتبه إلى حذف القيم ذات الفروق الصفرية وتُهمل من حساب عدد الأفراد بحيث نجد أن قيمة ن = جميع أفراد العينة مطروحاً منه عدد الأفراد الذين لهم فروقا صفرية، ولكي تكون قيمة Z دالة يجب أن تكون أقل من القيم الجدولية التالية:

المستوى	اختبار ذيل واحد	اختبار ذيلين
٠,٠٥	± ١,٦٥	± ١,٩٦
٠,٠١	± ٢,٣٣	± ٢,٥٨

٥ – طريقة كروس كال . واليز لتحليل التباين في اتجاه واحد:

وهو من الاختبارات اللابارامترية التي تستخدم لإيجاد دلالة الفروق بين عدة عينات مستقلة بشرط أن تكون البيانات من النوع الترتيبي ، ويتطلب استخدام هذه الطريقة أن نعطي رتبه لكل فرد من أفراد المجموعات وكأنها مجموعه واحدة.

وأسلوب كروس كال واليز بديل لتحليل التباين أحادي الاتجاه في الأساليب البارامترية ويصلح هذا الأسلوب للمقارنة بين عدة عينات مستقلة حجم كل منها صغير جداً، قد يصل واحداً أو اثنين، ولا يتطلب تساوي أحجام العينات.

أولاً: طريقة كروس كال ـ واليز عندما يكون عدد العينات ثلاثة فأكثر و في كل عينة أكثر من خمسة أفراد:

في هذه الحالة نتبع الخُطوات التالية:

- ✓ نرتب درجات العينات موضع المقارنة كأنها عينة واحدة، ترتيباً تصاعدياً .
- ✓ نحسب مجموع رتب كل مجموعة؛ بحيث $\text{مجـ ر}_{١}$ = مجموع رتب المجموعة الأولى ، $\text{مجـ ر}_{٢}$ = مجموع رتب المجموعة الثانية .... وهكذا.
- ✓ يتم حساب مربعات رتب كل مجموعة أي نحسب $(\text{مجـ ر}_{١})^{٢}$ ....وهكذا.
- ✓ نحسب القيمة R من القانون:

$$R = (\text{مجـ ر}_{١})^{٢} / \text{ن}_{١} + (\text{مجـ ر}_{٢})^{٢} / \text{ن}_{٢} + (\text{مجـ ر}_{٣})^{٢} / \text{ن}_{٣} + \ldots\ldots\ldots\ldots$$

- ✓ ثم نطبق القانون التالي :

$$H = \frac{١٢\,R}{\text{ن}(\text{ن} + ١)} - ٣\,(\text{ن} + ١)$$

حيث ن جميع أفراد العينات = $\text{ن}_{١} + \text{ن}_{٢} + \ldots$

ولكي تكون H دالة نقارنها بقيمة كآي تربيع الجدولية عند :

درجات حرية = عدد العينات . ١ .

ثانياً: طريقة كروس كال ـ واليز عندما يكون عدد العينات خمسة فأقل و في كل عينة خمسة أفراد فأقل:

نتبع نفس الخطوات التي سبق إيضاحها في حالة عدد العينات أكثر من ٣ حتى نحصل على قيمة H.

ولكن بالنسبة للدلالة الإحصائية:

تستخدم جداول كروس كال واليز الموضحة بالملاحق والتي يمكن الدخول إليها مباشرة بتحديد عنصرين هما:

- عدد العينات موضع المقارنة.
- عدد أفراد كل مجموعة.

وتكون قيمة H المحسوبة ذات دلالة إحصائية إذا كانت أكبر من القيمة الجدولية.

ملاحظة مهمة:

في حالة الرتب المكررة تعدل معادلة كروس كال واليز إلى الصورة التالية:

$$H = \frac{\text{١٢ } R \text{ / ن(ن + ١) – ٣ (ن + ١)}}{\text{١ – مجـ ك / (ن}^{\text{٣}}\text{ – ن)}}$$

حيث مجـ ك = (ك١*٣. ك١) + (ك ٢*٣ . ك٢) + ...، ك١ عدد التكرارات المتشابهة في حالة نعتبرها أولى ، ك٢ عدد التكرارات المتشابهة في حالة نعتبرها ثانية.

ويشير (صلاح علام، ٢٠٠٠، ١٤) إلى تنوع الأساليب الإحصائية التي تناسب بيانات البحوث العلمية ويتضح ذلك في جداول (٨)، (٩)، (١٠)، (١١)، (١٢)، (١٣).

جدول (٨)

الأساليب الإحصائية التي

تستخدم إذا اشتمل البحث على متغير واحد

مستوى القياس	ما المطلوب معرفته عن توزيع المتغير؟	الأسلوب المستخدم
الاسمي	١- النزعة المركزية. ٢- التشتت. ٣- التكرارات.	١- المنوال. ٢- التكرار النسبي للقيمة المنوالية أو القسم المنوالي أو نسبة الاختلاف. ٣- التكرارات النسبية مثل النسب المئوية.
الرتبي	١- النزعة المركزية. ٢- التشتت. ٣- التكرارات.	١- الوسيط. ٢- نصف المدى الربيعي. ٣- التكرارات النسبية مثل النسب المئوية، الإرباعيات، المئينيات.
الفتري	١- النزعة المركزية (ما شكل التوزيع). ٢- التشتت. ٣- التكرارات. ٤- التماثل. ٥- التدبب.	١- التوزيع متماثل (نستخدم المتوسط الحسابي)، التوزيع ملتو(نستخدم الوسيط). ٢- الانحراف المعياري، المدى المطلق. ٣- التكرارات النسبية مثل النسب المئوية، الإرباعيات، المئينيات. ٤- مقاييس الالتواء . ٥- مقاييس التفرطح.

جدول (٩)

الأساليب الإحصائية التي تستخدم

إذا اشتمل البحث على متغيرين (أ- من النوع الاسمي)

مستوى القياس	هل كل من المتغيرين يشتمل على قسمين فقط؟	الأسلوب المستخدم
المتغيران من المستوى الاسمي	نعم	١- معامل يول. ٢- معامل فآي. ٣- الارتباط الرباعي. ٤- معامل الاقتران لبيرسون. ٥- معامل الاقتران لتشيبرو.
المتغيران من المستوى الاسمي	لا	١- إذا كانت العلاقة متماثلة نستخدم معامل التنبؤ المتماثل لجتمان λ م . ٢- إذا كانت العلاقة غير متماثلة نستخدم معامل التنبؤ غير المتماثل لجتمان λ غ

جدول (١٠)

الأساليب الإحصائية التي تستخدم إذا

اشتمل البحث على متغيرين (ب- من النوع الرتبي)

مستوى القياس	ما المطلوب تحديده؟	الأسلوب المستخدم
المتغيران من المستوى الرتبي	الاتفاق	١- معامل الاتفاق لكندال. ٢- معامل الاتساق لكندال.
المتغيران من المستوى الرتبي	الاقتران ولكن هل المطلوب اعتبار رتب المتغير الرتبي ميزان فتري؟	١- نعم ولذلك نستخدم معامل ارتباط الرتب لسبيرمان. ٢- لا ولذلك نستخدم أحد هذه المعاملات: معامل ارتباط الرتب لكندال. معامل اقتران الرتب لسومر. معامل الاقتران الرتبي لجودمان وكروس كال، معامل يول.

جدول (١١)

الأساليب الإحصائية التي تستخدم إذا

اشتمل البحث على متغيرين (ج- أحدهما اسمي والآخر رتبي)

مستوى القياس	هل هناك تمييز بين المتغير المستقل والتابع؟	الأسلوب المستخدم
المتغيران أحدهما اسمي والأخر رتبي	نعم	مقاييس إشارات الرتب لويلكوكسن.
المتغيران أحدهما اسمي والأخر رتبي	لا	معامل الاقتران الاسمي . الرتبي لويلكوكسن

جدول (١٢)

الأساليب الإحصائية التي تستخدم إذا

اشتمل البحث على متغيرين (د- أحدهما اسمي والآخر فتري)

مستوى القياس	هل المتغير الفتري هو المتغير التابع؟	الأسلوب المستخدم
المتغيران أحدهما اسمي والأخر فتري	نعم	نسبة الارتباط مع مراعاة أن يكون توزيع المتغير الفتري إعتدالياً في المجتمع الأصل.
المتغيران أحدهما اسمي والأخر فتري	لا	١- إذا كان المتغيران من المستوى الفتري والعلاقة بينهما منحنية؛ نستخدم نسبة الارتباط. ٢- إذا كان المتغيران ليسا من المستوى الفتري ؛ نستخدم معامل ارتباط بيرسون.

جدول (١٣)

الأساليب الإحصائية التي تستخدم إذا

اشتمل البحث على متغيرين (و- أحدهما رتبي والآخر فتري)

مستوى القياس	هل يعد المتغير الرتبي متغير ويأخذ شكل التوزيع الإعتدالي؟	الأسلوب المستخدم
المتغيران أحدهما رتبي والأخر فتري	نعم	معامل الارتباط المتسلسل المتعدد لجاسين.

ويشير (مصطفى زايد، ٢٠٠٧، ٣٠٤) إلى الأساليب المستخدمة لقياس الإتباط بين متغيرين حسب مستوى القياس كما يوضحها جدول (١٤).

جدول (١٤)

الأساليب المستخدمة لقياس الإتباط بين متغيرين حسب مستوى القياس

ص / س	فتري	ترتيبي	اسمي
فتري	معامل ارتباط بيرسون	–	معاملي ارتباط السلسلتان والسلسلتان الثنائي، نسبة الارتباط.
ترتيبي	–	معامل سبيرمان، معامل جاما، معامل كندال.	معامل ارتباط السلسلتان للرتب، معامل ثيتا
اسمي	–	–	معامل كرامير، معامل لامدا، معامل الارتباط الرباعي.

(نقلاً عن مصطفى زايد، ٢٠٠٧، ٣٠٤)

ويمكن تلخيص ما تقدم من الأساليب الإحصائية البارامترية واللابارامترية وكيفية الاختيار الصحيح من بينها في جدولي (١٥)، (١٦).

جدول (١٥)

حالات النموذج(البسيط – المتعدد- المتعدد المتدرج) والأساليب الإحصائية المستخدمة

المتغير	متغير واحد متصل		أكثر من متغير (متغيرات منفصلة)	
التابع / المستقل	حالات النموذج	الاختبار الإحصائي	حالات النموذج	الاختبار الإحصائي
واحد متقطع له مستويان	البسيط	اختبار "ت"	المتعدد المتدرج	اختبار هوتلنج
واحد متقطع مستوياته أكثر من اثنين	البسيط	تحليل البتباين أحادي الاتجاه		
واحد متصل	البسيط	الارتباط والانحدار المتعددين		
واحد مثل الزمن	البسيط	تحليل السلاسل الزمنية		
متغيرين أو أكثر من المتغيرات المتقطعة	المتعدد	تحليل التباين ذو إتجاهين أو أكثر	المتعدد المتدرج	تحليل التباين المتعدد المتدرج
متغيرين مستقلين بعضها متصل وبعضها منفصل بشرط عدم وجود تفاعل بينها	المتعدد	تحليل التغاير	المتعدد المتدرج	تحليل التغاير المتعدد المتدرج
متغيرين مستقلين بعضها متصل وبعضها منفصل بشرط عدم وجود تفاعل بينها	المتعدد	تحليل التفاعل	المتعدد المتدرج	تحليل التفاعل المتعدد المتدرج
أكثر من متغير مستقل متصل قد يكون هناك تفاعل بين المتغيرات المتصلة وقد لا يكون	المتعدد	تحليل الارتباط والانحدار المتعددين	المتعدد المتدرج	تحليل الارتباط والانحدار المتعددين المتدرجين

(نقلاً عن أشرف السيد، ٢٠١٠، ١٠)

جدول (١٦)

حالات النموذج المتعدد المتدرج والأساليب الإحصائية المناسبة

حالات النموذج	متغيرات في مجموعة واحدة	الهدف من التحليل الإحصائي	الأسلوب الإحصائي	ملاحظات
أ	لا يوجد فروق بين المتغير التابع والمستقل	إيجاد تحويلات خطية متعامدة عددها M N=M	تحليل المحاور المتعامدة	عدد المتغيرات >= ٢ N عدد المتغيرات M عدد العوامل أو التحويلات
ب	لا يوجد فروق بين المتغير التابع والمستقل	العثور على البناء العاملي لهذه المتغيرات N >M	التحليل إلى عوامل	
ج	يؤدي المتغير دور المتغير التابع أو المستقل لمتغير أو متغيرات أخرى من صمن المجموعة في نفس الوقت	العثور على النموذج السببي الذي ينظم العلاقة بين هذه المتغيرات	تحليل المسار	
د	قد يؤدي المتغير دور المتغير التابع أو المستقل لمتغير أو متغيرات أخرى من صمن المجموعة في نفس الوقت	العثور على النموذج السببي الذي ينظم العلاقة بين عوامل البناء العاملي لمجموعة من المتغيرات	التحليل البنائي الخطي	

(نقلاً عن أشرف السيد، ٢٠١٠، ١٠)