وزارة التعليم العالي و البحث العلمي

جامعة خميس مليانة

معهد علوم و تقنيات النشاطات البدنية و الرياضية

المستوى السنة :الثانية ليسانس تخصص: تدريب رياضي

و نشاط بدني رياضي مدرسي

مطبوعة محاضرات مقياس:

الإحصاء الإستدلالي

إعداد الدكتورة : اوسماعيل صفية

السنة الجامعية:2018/ 2019

مطبوعة الإحصاء الإستدلالي

ليسانس 2 تربوي وتدريب

مقدمة المطبوعة:

الحمد لله الذي علّمنا ما لم نعلم، والصلاة والسلام على أشرف المرسلين محمد خاتم النبيين، وعلى آله وأصحابه وأتباعه ومن اهتدى بهدبه إلى يوم الدين أما بع:

تضمنت هذه المطبوعة دروس موجهة إلى طلبة سنة الثانية ليسانس، علوم وتقنيات الأنشطة البدنية والرياضية لكل التخصصات لكون طريقة تناول الإحصاء الإستدلالي ومنهجه موحدان، فقد شعرنا باعتبارنا درسنا المقياس لسنوات، ومن خلال الإشراف على المذكرات، حاجة الطلاب إلى مطبوعة تضبط المفاهيم الإحصائية الضرورية وهم على أبواب التخرّج وتتويج جهدهم لسنوات بمذكرة قائمة على أسس علمية تضمن لهم نتائج قريبة من الدقة.

مقدمة:

علم الإحصاء أداة أساسية لا غنى عنها لتوصيف البيانات وتحليلها وحساب التقديرات والتنبؤات المستقبلية، ونظرا لكبر حجم البيانات التي يتعامل معها علم الإحصاء من جهة، واعتماده على أساليب كمية مطولة من جهة أخرى، فإن استخدام الحاسب الآلي أصبح ضروريا لإنجاز العمليات الإحصائية اختصارا للجهد والوقت.

يعد الاحصاء و برنامج Statistical Package for Social Science (SPSS) أقدم البرامج الإحصائية وأكثرها استخداما من قبل شريحة واسعة من الطلبة والباحثين في مختلف التخصصات الإحصائية والطبية والهندسة والزراعية والإجتماعية والتربوية والنفسية، ونظرا لقلة عدد من يجيد استخدام برنامج الـ SPSS بصورة وافية، إضافة إلى افتقار المكتبة العربية إلى كتب تعليمية حول هذا البرنامج، فقد كان هدفنا من خلال هذا الإصدار أن نوفر مصدرا تفصيليا بين أيد الباحثين في مختلف وطلاب مرحلة البكالوريوس في أقسام الإحصاء والتخصصات المختلفة الأخرى. (الإحصاء بلا معاناة، فهم ص 16، ج1).

إذا أراد الباحث الحياة لبحثه فلابد أن يعتمد على الوسائل الإحصائية، وللإحصاء فوائد كثيرة في البحوث منها أن الإحصاء يساعد على تقديم أدق نوع ممكن من الوصف للمعطيات التي نحصل عليها في التجربة، والمعروف أو الوصف الدقيق من أهداف العلم الذي يسعى إلى وصف الظاهرات التي

يدرسها، فالوصف الإحصائي أو الرياضي أكثر دقة وأكثر صحة من الوصف اللفظي، والدقة والموضوعية من سمات العلم الحديث.

إن المناهج الإحصائة تدفعنا إلى التعود على الدقة والتحديد في خطوات البحث وفي تفكيرنا. فالمعاني والنتائج تصبح محدّدة ومعرفة تعريفاً كمياً.

كذلك تساعد الوسائل الإحصائية في تلخيص نتائجنا بطريقة ذات معنى ودلالة وبطريقة سهلة ومريحة، فالمعلومات المكدسة والمبعثرة التي يحصل عليها الباحث (عبد الرحمن عيسوي، ج1، ص6-7)

الطرق بين الحسابية و SPSS من أجل فتح باب الخيار للطالب كما أرفقنا المطبوعة بأمثلة تطبيقية عديدة.

إن هذا العمل المتواضع، كأي جهد علمي لا تخلو من الهفوات التي يمكن أن تضعنا فيها طبيعتنا الإنسانية ومع ذلك نأمل أن تساهم في تطوير وتحسن البحث العلمي.

ولقد اعتمدنا الخطة التالية:

قائمة المحتويات

5- حجم العينة المناسبة

6- تجانس العينة

7- أنواع العينات

8- إحصاءات العينة.

المحور الثالث: الفروض

1- مفهوم الفروض

2- صياغة الفروض

3- أنواع الفروض

4- خصائص الفروض

5- أهمية استخدام الفروض.

المحور الرابع: اختبار الفروض الفارقة

1- اختبار T

2- اختبار كا^2

3- اختبار كولموجروف، سميرنوف لعينة واحدة ولعينتين مستقلتين

4- اختبار مان ويتني

5- اختبار ويلكوكسون.

6- اختبار كوكران.

7- اختبار فريدمان

8- اختبار ANOVA

المحور الخامس :اختبار الفروض الارتباطية

1- معامل ارتباط ببرسون

2- معامل الارتباط الثنائي

3- معامل الارتباط المتعدد

4- معامل الارتباط الجزئي

5- معامل ارتباط سبرمان

6- معامل ارتباط فاي Ø

7- معامل الارتباط

8- معامل التوافق

9- معامل الاقتران

المحور السادس: اختبار الفروض التنبؤية والتفاعلية

1- تحليل الانحدار البسيط

2- تحليل الانحدار المتعدد

3- التحليل العاملي .

4- تحليل التباين العاملي.

المحور الأول: مفاهيم عامة

1-تعريف علم الإحصاء

يعرف علم ألإحصاء بأنه ذلك الفرع من العلوم الذي يختص بالطرق العلمية لجمع وتنظيم وتلخيص وعرض وتحليل البيانات، وذلك للوصول إلى نتائج مقبولة وقرارات سليمة على ضوء هذا التحليل.

وبعون الله سوف نتناول كل طريقة بالشرح المفصل الأمثلة التوضيحية.

ينقسم علم الإحصاء إلى قسمين أساسين هما:

- الإحصاء الوصفي Descriptive Statistics.
- الإحصاء الإستدلالي Statistical Inference.

الإحصاء الوصفي: هو عبارة عن الطرق الخاصة بتنظيم وتلخيص المعلومات والغرض من التنظيم هو المساعدة على فهم المعلومات. والطرق الوصفية تحتوي على توزيعات تكرارية (الجداول التكرارية) ورسوم بيانية وطرق حساب مقاييس النزعة المركزية ومقاييس التشتت ونختلف القياسات الأخرى.

الإحصاء الاستدلالي: هو عبارة عن الطرق العلمية التي تعمل للاستلال عن معالم المجتمع بناء على المعلومات التي تم الحصول عليها من العينة المأخوذة منه، وذلك وفق الطرق الإحصائية المعلومة. (سعد بن سعيد 2015، ص 06).

1- الإحصاء في مجال العلوم الإجتماعية:

تطبّق الطرق الإحصائية في علم النفس في كل من المجال التطبيقي العملي أي في علم النفس التربوي والصناعي والتجاري والقضائي والإكلينيكي...إلخ حيث يطبّق الأخصائي النفسي الاختبارات مع الأفراد أو العملاء ثم يقارن بين نتائجهم وبين معايير الإختبار، وكثيرا ما يصمّم الباحث في هذه المجالات معاييره هو على الجماعة الإنسانية التي يتعامل معها.

ولكن الأساليب الإحصائية أكثر أهمية في المجال التربوي حين يريد المعلّم أن يقارن بين نتائج مجموعتين أو أكثر من جماعات التلاميذ من الفرق الدراسية المختلفة كأن يقارن بين تحصيل البنين والبنات أو بين عائد طرق تدريس مختلفة، أو عندما يُوجِد العلاقة بين التحصيل وبين كثير من المتغيرات

أو المؤثرات التي تؤثّر فيه، كالذكاء أو الاتزان الإنفعالي أو الصحة الجسمية أو قوة السمح والإبصار أو الظروف المنزلية للتلميذ...إلخ.

ويلعب الإحصاء دوراً هاماً في البحوث النفسية والتربوية والإجتماعية حيث تطبّق الإختبارات والمقاييس النفسية والتربوية وتعالج نتائجها معالجة إحصائية، فتعرف حدود الظاهرة التي نقيسها ونحسن عرضها ووصفها ونعرف صلتها بغيرها من الظواهر.

فهناك الإحصائية الوصفية Descriptive statistics وهي التي تجعل المعطيات أو المعلومات التي حصلنا عليها تبدو أمامنا أكثر معنى ووضوحا ودلالة. ولا يؤدي هذا النوع من الإحصاء إلى التنبؤ Prédiction أو إلى الحكم. أما الإحصاء الإستدلالي Inferential statistics فهو الذي يسمح للباحث بإصدار الأحكام كذلك تساعد الطرق الإحصائية في معرفة أثر كل عامل من العوامل المختلفة على السلوك، والتحكم في هذه العوامل وضبطها، فيستطيع الباحث مثلا أن يعرف أثر العقيدة الدينية والطبقة الإجتماعية ومستوى التعليم، ومستوى ذكاء الفرد، على تكيّفه النفسي، وتعرف هذه الطرق الإحصائية باسم تحليل التباين، أي معرفة أثر كل عامل من العوامل المتداخلة في سلوك الفرد، وتحديد هذا الأثر بطريقة كمية.ولذلك أصبح الإحصاء من العلوم الأساسية والضرورية التي يدرسها طالب علم النفس في جميع جامعات العالم، والمعروف أن الإحصاء لا يفيد في الدراسات النفسية والتطبيقات السيكولوجية العلمية وحسب ولكنه أيضا أداة مفيدة جداً في العلوم الاجتماعية والأنثربولوجية والاقتصادية وعلوم الحياة والعلوم الزراعية كل الدراسات التي تعتمد على العينات Samples. (عبد الرحمن عسوي، الإحصاء السيكولوجية، ص 06).

2- فائدة الإحصاء للطالب:

ويجب ألاّ ينزعج طالب الفلسفة عندما لا يفهم لأول وهلة الطرق الإحصائية ويكفيه أن أذكره أن شارلز دارون Charles Darwin صاحب نظرية التطور والنشوء، كان يجد صعوبة في استخدام الطرق الإحصائية. والمعروف غن دارون أنه اعترف بنفسه بهذه الصعوبة. وكذلك فالمعروف عن سير فرانسيس جالتون Sir Francis Galton والذي كان يمتلك ذكاء عالياً (حوالي 200 نسبة I.Q). والذي قدّم كثيراً من الأساليب الإحصائية لعلماء النفس، المعروف عنه أنه كان يستعين ببعض علماء الرياضيات في الأمور الرياضية المتعلقة بالأساليب الإحصائية التي كان يستخدمها والتي كان يجد صعوبة فيها.

ويحدد جلفورد J. P. Guilford الأسباب التي تدعو طالب علم النفس لدراسة الإحصاء في الأمور الآتية:

•أن الطالب يجب أن يمتلك القدرة على قراءة الأدب أو التراث القديم في علم النفس. He must be able to professional literature.

فالطالب الحديث لا يستطيع أن يدرس أي فرع من فروع العلوم ألإنسانية وعلى ألخصّ العلوم السلوكية دون أن يفهم الرموز الإحصائية والأدوات ألإحصائية التي تقابله في أثناء إطّلاعه على التراث السابق في هذا الميدان.

وعجز الطالب في فهم الإحصاء يجعله يتقبّل أحكام الغير دون نقد أو تمحيص. أما عندما يحكم فهم الأساليب الإحصائية والرموز الرياضية فإنه يستطيع أن يستخلص لنفسه النتائج، ويقرّر مدى ثقته فيما يقرأ من أبحاث أو من تراث.

•مساعدة الطالب على إجراء التجارب المعملية وتلخيص وعرض نتائجها وكذلك يحتاج الطالب إلى المهارات الإحصائية في تلخيص وعرض وتحليل أبحاثه. (عبد الرحمن عيسوي، ج1، ص7)

يساعد الإحصاء في معرفة علل وأسباب وبعض الظاهرات، وذلك عن طريق ضبط العوامل والمتغيرات ومعرفة أثر كل عامل على حدة. فقد تكون إزاء مشكلة فشل عامل معيّن في عمل معيّن، فنترك عامل واحد يتغيّر على حين نحتفظ ببقية العوامل ثابتة.

All other factors being held consant.

على كل حال يفيد الإحصاء في تنمية كثير من القدرات لدى الطالب الفلسفة والاجتماع وعلم النفس. فهذه الدراسة تفيد الدارس شخصيا من هذه الفوائد مايلي:

1- إجادة فهم مدلول الإصطلاحات الإحصائية مثل المتوسط الوسيط والمنوال ومعامل الإرتباط والانحراف المعياري والمدى المطلق ونصف المدى الربيعي والخطأ المعياري وتحليل التباين وما إلى ذلك من الرموز والإصطلاحات الفنية التي يستفيد من معرفتها الطالب فالإحصاء لغة وكأي لغة لابد من معرفة معنى مفرداتها حتى تستطيع أن تفهم هذه اللغة وقد تبدو في أول وهلة هذه الرموز كلغة أجنبية ولكن الطالب سرعان ما يألفها وتعود عليها ويحكم فهمها وقراءتها.

2- تساعد دراسة الإحصاء الطالب على إحياء قدراته ومواهبه وخبراته السابقة في الرياضيات، كما تنمي فيه هذه القدرات الرياضية، وعلى ألأخص الحسابية Computation، والمعروف أن مثل هذه القدرات في الجمع والطرح والقسمة وتطبق القواعد الرياضية لا تنمو إلا بالتمرين العملي والممارسة الفعلية.

- **الإحصاء ضروري للإعداد والتدريب المهني**

Staststic is an essential part of professional training

يجب على الأخصائي النفسي أو الأخصائي الإجتماعي أو المعلم أن يشعر في قرارة نفسه أنه صاحب مهنة فنية راقية، بمعنى أنه يستطيع أن يقوم بأعمال فنية لا يستطيع غيره أن يقوم بها، ولا ينبغي أن يظل دارس الفلسفة وعلم النف وعلم الإجتماع مجرد شخص لا يقوم بأي عمل إلاّ تلك الأعمال التي يجيدها من يجيد القراءة والكتابة.

فالمنطق الإحصائي والتفكير الإحصائي والعمليات الإحصائية والاستدلال الإحصائي كلها من سمات الأخصائي الناجح.

فعندما يطبق الأخصائي الاختبارات النفسية والتربوية أو أي أسلوب آخر من أساليب التقويم كالملاحظة أو المقابلة فإنه يعتمد على خبرته الإحصائية في كل من تطبق هذه الأدوات وف تفسير نتائجها وفي عرضها.

- **الإحصاء هو الأساس القوي في كل البحوث**

Statistic are evry where basic to research activities.

المحور الثاني: العينات والاختيارات الإحصائية

1- مفهوم العينة:

من أهم المشاكل التي يصادفها الباحث مشكلة اختيار العينة التي يجري عليها البحث. لأنه يتوقف على هذه العينة كل قياس أو نتيجة يخرج بها، فالاختيار العقلي قد يوصف بأنه صعب أو متوسط أو سهل حسب العينة التي يطبق عليها، والمتوسط الحسابي لأي صفة نفسية أو إجتماعية يتغير بتغير المقياس الذي يستخدم في هذا القياس، كما يتغير تغيرا كبيرا تبعا للعينة التي يختارها الباحث في قياس هذه الصفة، ومعامل الارتباط بن أي متغيرين كذلك، يتوقف على درجة انسجام أم اختلاف العينة التي يحسب فيها هذا المعامل.

ويضطر الباحث لإجراء بحثه على عينة محدودة العدد لا على المجتمع الأصلي بأكمله، لأن إجراء البحوث على المجتمع الأصلي بأكمله يكلف الباحث قدرا كبيرا جدا من الوقت والجهد والمال، ويكفي أن نتصور مقدار الوقت والجهد الذي يبذل عندما تنظم الحكومة القيام بإحصاء عام كل عشر سنوات، مع أن الإحصاء لا يشتمل إلا على عملية عد بسيط وحصر للأفراد الموجودين، فإن كان البحث يشمل على اختبار وتحقيق حالات اجتماعية وبحث حالات فردية Case Study كانت الصعوبة التي يصادفها الباحث في تطبيق بحثه على المجتمع بأكمله مضاعفاً ولا سيما وأن الإحصاء قد بلغ من التقدم الآن مرحلة يستطيع الباحث أن يستنتج من العينة الصغيرة المحدودة ما يود استنتاجه عن المجتمع الأصلي. (الدكتور السيّد محمد خيري، ص 196).

حتى تكون العينة المختارة ممثلة للمجتمع لابد من مراعاة عدد من الأمور:

- **انعكاس الصفات والخصائص:** لابد أن تمثل العينة انعكاس للصفات والخصائص الأساسية في مجتمع البحث.
- **تكافؤ الفرص بين جميع أفراد المجتمع:** لابد من يكون الاختيار بشكل عادل بحيث تتوفر الفرصة لأي فرد من أفراد المجتمع لأن يكون من العينة.
- **عدم التحيز (Bias):** لابد أن يكون الاختيار بدون تحيز لأي صفة أو مجموعة من الأفراد لأي سبب كان. مثلا: نشر استبيان للحصول على معلومات من الموظفين على الإنترنت فقط يسبب وجود تحيز في

الدراسة حيث أن هناك تحيز لأن المعلومات التي ييتم الحصول علها هي من الأفراد الذين لدهم حاسب آلي وإتصال بالأنترنت، وهذا شيء قد لا ينطبق على جميع أفراد المجتمع.

●**تناسب عدد أفراد العينة مع أفراد المجتمع:** وهذا يعتمد على البحث وأسلوب البحث وطبيعة المشكلة المدروسة.

2- تحديد المجتمع الأصلي للدراسة

المجتمع الإحصائي : يعرف المجتمع على أنه مجموعة من الأفراد محل الدراسة والت لها خصائص مشتركة، ويقسم المجتمع الإحصائي إلى قسمين:

1- **مجتمع محدود:** والذي يكون فيه عدد محدود من الأفراد مثل عدد أجهزة الكمبيوتر في المعمل، عدد طلاب الفرقة الأولى في كلية ما ...إلخ.

2- **مجتمع غير محدود:** هو المجتمع الذي يكون فيه عدد الأفراد غير منته مثل عدد النجوم في السماء، عدد حبات القمح المحصود في مزرعة معينة ...إلخ.

في بعض الأحيان يكون من الصعب ملاحظة بيانات جميع أفراد المجتمع لما يكلف ذلك من جهد ووقت ومال، أو قد يكون في بعض الأحيان استحالة ذلك مثل فحص جميع دم المريض، وللتغلب على ذلك يمكن اختيار جزء من المجتمع يسمى بالعينة.

وتعرف العينة بأنها جزء من المجتمع والتي يتم اختيارها بحيث تمثل جميع صفات المجتمع وينفرد بها فرع خاص من علم الإحصاء يسمى نظرية العينات، وهو خارج نطاق كتابنا هذا وقد تكون الحاجة ضرورية لأخذ العينة بدلا عن دراسة المجتمع كله، مثل أخذ عينة من دم مريض لفحصها حيث إننا نستطيع فحص كل دم المريض لن ذلك يؤد إلى الوفاة.

وكذلك قد يؤدي دراسة المجتمع كله إلى فقدان عناصره أو إتلافه، وهذا يتطلب اخذ عينة صغيرة. فمثلا عند فحص سلامة كمية من البيض يتطلب أخذ عينة منها ونقوم بكسرها وذلك للتأكد من سلامة البيض من عدمه. وكذلك عند فحص عمر اللمبات فنتاج مصنع معين فإنا نأخذ عينة لقياس أعمارها بالإضاءة حتى تحترق، وأفضل العينات هي التي تمثل المجتمع أفضل تمثيل وتفيد أعمارها بالإضاءة حتى تحترق، وأفضل العينات هي تلك التي تمثل المجتمع أفضل تمثيل وتفيد المعلومات المتوفرة من العينات في التنبؤ بمعلومات ومؤشرات عن المجتمع كله، ومن مميزات العينة أنها أقل تكلفة وأكثر سرعة (تستغرق وقتاً أقل) وأكثر شمولا لإمكانية الحصول على إجابات عن المعلومات المطلوبة بشمول أكبر من الصر الشامل

لأفراد المجتمع محل الدراسة، وكذلك تكون أكثر دقة وذلك بسبب إمكانية استخدام أشخاص ذوي كفاءة عالية ومدربين لأخذ العينات من المجتمع محل الدراسة.

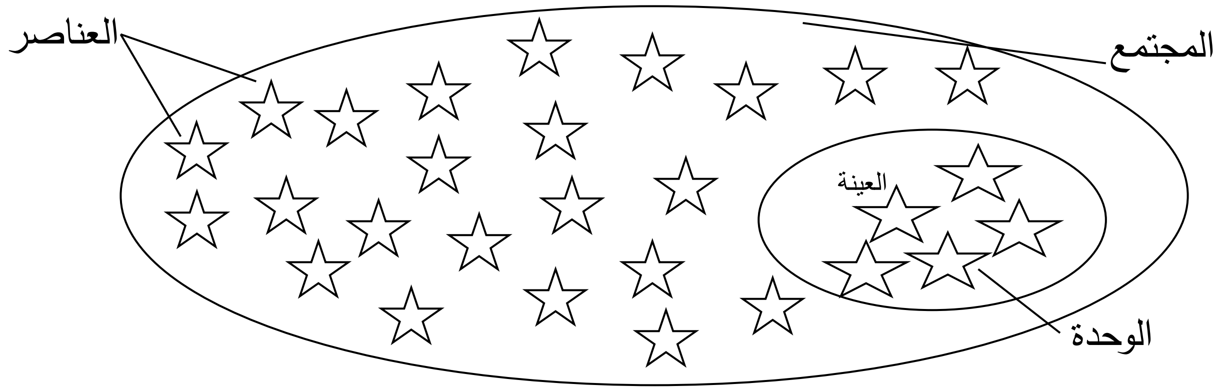
في الإحصاء الاستدلالي حث يتوصل الباحث إلى خصائص المجتمع Population عن طريق العينة Sample، أو المعانة، لأن دراسة المجتمع أحيانا مستحيلة أو صعبة جداً ومكلفة وتحتاج إلى وقت وجهد كبرين.

3- المجتمع والعينة والعنصر ووحدة المعاينة Population, Sample, Element and Sampling Unit.

إن أسئلة البحث والأهداف التي نحتاجها هي التي تحدد مدى الحاجة إلى استخدام العينة، كما أن قيود الوقت والكلفة وطبيعة المجتمع المبحوث قد تحول دون قدرة الوصول إلى المجتمع الكامل لجمع البيانات منه، وهنا لابد من إتباع أحد أساليب المعاينة والتي تزودك بأساليب مختلفة لأنواع العينة.

والشكل التالي يبن العلاقة بين المجتمع والعينة والعنصر ووحدة المعاينة.

الشكل (01): المجتمع والعينة والعنصر ووحدة المعاينة



Source: Saunders, Mark, Lewis, Philip, & Thornhill, Adrian (2007). Research methods for business students (4thed). Edinburgh Gate, Harlow: Pearson Education Limited. P205.

التوزيع: مجموعة مشاهدات مهما كان عددها

المجتمع: جميع المفردات التي يمكن أن يأخذها المتغير

مجتمع العينة: المجتمع الذ يؤخذ منه العينة

مجتمع الهدف: المجتمع الذي ستعمم عليه نتائج الدراسة التي أجريت على مجتمع العينة

العينة: مجموعة جزئية من المجتمع

المؤشر: تدل على جميع مقاييس النزعة المركزية والتشتت والعلاقة (الارتباط) سواء محسوبة لعينات أو لمجتمعات.

مؤشر عينة (إحصائي): يستخدم للعينات، مثل الوسط الحسابي لعينة X^1.

مؤشر مجتمع (معلم): ويستخدم للمجتمع، مثل الوسط الحسابي µ.

(نبيل جمعة، 2015، 88-89).

المجتمع الإحصائي Population: أي تجمع معرف من الأشياء أو الأشخاص أو الحوادث، وهو المجموعة الشاملة التي يجري اختار العينات منها.

العينة Sample: جزء من المجتمع تتم دراسة الظاهرة عليهم من خلال المعلومات عن هذه العينة، حتى نتمكن من تعميم النتائج على المجتمع.

العينة Sample: أي مجموعة جزئية من المجتمع الإحصائي يتم جمع البيانات من خلالها بصورة مباشرة.

خصائص العينة تختلف باختلاف العينة وحتى يكون التقدير مناسب جب أن تكون العينة تتمتع بمايلي:

- أن تكون العينة ممثلة للمجتمع.
- أن يكون حجم العينة مناسب.

العينة الممثلة للمجتمع: هي العينة التي يتم اختيارها بطريقة عشوائية.

أسباب استخدام العينات Reasons for using Samples:

1. صعوبة حصر أفراد المجتمعات في وقت واحد.
2. تقليل نفقات الدراسة.
3. صعوبة تأمين العدد الكافي من المختصين الذين تحتاجهم الدراسة.
4. التقليل من الوقت اللازم لإجراء الدراسة والتمكن من تحديده.
5. الحصول على دقة قريبة من استخدامنا للمجتمع.

عدد أفراد العينة Number of Sample's Persons:

1. لا يوجد قانون محدد لتحديد حجم العينة.
2. الدراسات المسحة: 20% من أفراد المجتمع إذا كان صغير نسبيا (500−1000) وتصبح 5% من أفراد المجتمعات الكبيرة جداً.
3. العينة تكون 30 فرداً من أفراد المجتمعات الصغيرة، ولا تقل عن ذلك.
4. الدراسات الارتباطية: 30 فرداً لكل متغير في الارتباط والانحدار المتعددين.
5. البحوث التجريبية: 15 فرداً في كل مجموعة.
6. التحليل العاملي: أن يكون حجم العينة من خمسة إلى عشرة أمثال عدد الفقرات.

(نبيل جمعة، 2015، ص 90)

وبين الجدول (01) حجم العينة المطلوبة اعتمادا على هامش الخطأ المسموح به، ومنه يتبين أنه كلما قل هامش الخطأ المسموح به زاد حجم العينة.

الجدول رقم (01): اختلاف حجم العينة المطلوب باختلاف هامش لخطأ المسموح به

حجم المجتمع الكلي	هامش الخطأ المسموح به (Margin of error)			
	(5%)	(3%)	(2%)	(1%)
50	44	48	49	50
100	79	91	96	99
150	108	132	141	148
200	132	168	185	196
250	151	203	226	244
300	168	234	267	291
400	196	291	343	384
500	217	340	414	475
750	254	440	571	696
1000	278	516	702	906
2000	322	696	1091	1655
5000	357	879	1622	3288
10000	370	964	1936	4899
100000	383	1056	2345	8762
1000000	384	1066	2395	9513
10000000	384	1067	2400	9595

Source: Saunders, Mark, Lewis, Philip, & Thornhill, Adrian (2007). Research methods for business students (4^{th}ed). Edinburgh Gate, Harlow: Pearson Education Limited. P212.

كما قدم كل من كريجيسي ومورجان (Krejcie & Morgan, 1970) جدول يسهل اتخاذ قرار جيّد لتحديد حجم العينة المطلوبة اعتماداً على حجم المجتمع الكلي وهامش الخطأ المسموح به (5%). (نبيل جمعة، 2015، ص 91).

الجدول رقم (02): تحديد حجم العينة اعتماداً على حجم المجتمع الكلي (هامش الخطأ المسموح به(5%)).

المجتمع (N)	العينة (n)	المجتمع (N)	العينة (n)	المجتمع (N)	العينة (n)
10	10	220	140	1200	291
15	14	230	144	1300	297
20	19	240	148	1400	302
25	24	250	152	1500	306
30	28	260	155	1600	310
35	32	270	159	1700	313
40	36	280	162	1800	317
45	40	290	165	1900	320
50	44	300	169	2000	322
55	48	320	175	2200	327
60	52	340	181	2400	331
65	56	360	186	2600	335
70	59	380	191	2800	338
75	63	400	196	3000	341
80	66	420	201	3500	346
85	70	440	205	4000	351
90	73	460	210	4500	354
95	76	480	214	5000	357
100	80	500	217	6000	361
110	86	550	226	7000	364
120	92	600	234	8000	367
130	97	650	242	9000	368
140	103	700	248	10000	370
150	108	750	254	15000	375
160	113	800	260	20000	377
170	118	850	265	30000	379
180	123	900	269	40000	380
190	127	950	274	50000	381
200	132	1000	278	75000	382
210	136	1100	285	1000000	384

Source: Selaran, Uma (2003). Research methods for business: A skill-building approach (4th ed.) New York: John Wiley & Sons Inc., P294.

4- اختيار عينة البحث:

1- تحديد مجتمع البحث الأصلي فمجتمع البحث طلاب ومعلمون وكالة الغوث – غزة

2- تشخيص أفراد المجتمع إعداد قوائم بأسماء الطلبة والمعلمون بوكالة الغوث في غزة وفقا لمتغيرات المنطقة والجنس

3- اختيار وتحديد نوع العينة تكون احتمالية أو غير احتمالية حسب نوع العينة المختارة.

4- تحديد العدد المطلوب من مجتمع العينة، تحديد الحجم المناسب للعينة، والقاعدة تقول كل ما كان حجم العينة أكبر كل ما كان تمثلها للمجتمع الأصلي أفصل، مع مراعاة التالي:

- التجانس أو التباين بن عناصر المجتمع الأصلي.
- المنهج المستخدم في البحث أهو وصفي مسحي / دراسة حالة أو تاريخ أم تجريبي.

•ففي الدراسات المسحة لجأ كثير من الباحثين إلى اختيار حوالي 20% من المجتمع الأصلي الصغير (500-1000)

•5% إذا مجتمع الدراسة كبير.

•الدراسات التجريبية: 30 في المجموعة أن لا يقل عدد الأفراد في الخلية الواحدة عن 5.

•الدراسات الارتباطية- جب أن لا يقل حجم العينة عن 30.

•دراسات المقارنة – يجب أن لا يقل عدد أفراد العينة في كل مجموعة عن 10 أفراد.

الأخطاء العامة في اختيار العينات

- الميل في اختيار العينات التي أفرادها ف متناول يد الباحث.
- اختيار بعض الأفراد أو الوحدات التجريبية التي ليست من مجتمع الدراسة.
- اختيار أفراد المجموعتين التجريبية والضابطة من مجتمعين مختلفين.
- الميل إلى القليل من النفقات.

أما الأساليب المستخدمة لاختيار مفردات العينة سواء الإحصائية أو غير الإحصائية فهي:

إما احتمالية Probabilistic أو غير احتمالية Non-Probabilistic.

والأسلوب الاحتمالية يعني إعطاء فرصة لكل مفردة من مفردات المجتمع نسبة احتمال ظهور معروفة وتم اختيار المفردات بشكل عشوائي (عبيدو السيد، 2007، ص 296).

أما الأسلوب غر الاحتمالي فيعني استخدام الحكم المهني بشكل كامل في اختيار مفردات العينة.

فالفارق في استخدام الأسلوب الاحتمالي عن الأسلوب غير الاحتمال أن المدقق إذا استخدم الأسلوب الاحتمالي فليس أمامه غلا الطرق الاحتمالية لاختيار مفردات العينة بينما إذا استخدم الأسلوب غير الاحتمالي فله الخيار في الطرق الاحتمالية أو غير الاحتمالية لاختيار المفردات.

أمثلة على أساليب اختار العينة غير الإحصائية:

- أن يتم اختيار نسبة من البنود مصادفة.
- اختيار جميع عناصر نشاط معين أو جزء منها على فترة معينة مثلا مشتريات شهر 6.
- اختيار العناصر المهمة مثل أعلى 10 أرصدة للمدنيين.

وتوجد مجموعة من الأساليب التي يمكن استخدامها لاختيار العينة الإحصائية واهمها:

1- الاختيار العشوائي Random Sampling:

وهي تعطي فرصة متساوية لجميع المفردات لتكون ضمن مفردات العنة وتعتمد على جداول الأرقام العشوائية.

2- العينة المنتظمة Systematic Sampling:

يقسم حجم المجتمع على حجم العينة، وتم اختيار أول مفردة بطريقة عشوائية ثم اختيار باق المفردات بإضافة المدى (ناتج القسمة) في كل مرة.

3- الإختار الطبقي Stratified Sampling:

وتستخدم إذا كان مجتمع الفحص غر متجانس، فيقسم المجتمع لطبقات متجانسة مثل المدنين يمكن تقسيمها حسب فئات للأرصدة، ثم نختار عينة منتظمة من كل طبقة أو بالجداول العشوائية، وتستخدم هذه الطريقة عادة مع طريقة معاينة المتغيرات، أما طريقة معاينات الوحدات النقدية فتستخدم لها طريقة تعتمد على الحجم وتسمى الطريقة النسبية للحجم (صبوح، 1998، ص 95).

4- الإختيار العنقود Clustering Sampling:

حيث يقسم المجتمع إلى مجموعات (عناقيد) ويتم اختيار مجموعات تمثل هذه العناقيد ومن ثم تختار عينة من كل مجموعة تم اختيارها ويجري فحص واختيار العينة، مثلا إذا كانت مستندات القبض تحفظ

في ملفات فيتم اختيار ملف ومن ثم اختيار عينة من هذا الملف. (الحسن محمود، 2010، ص 35-36).

5- حجم العينة المناسب:

إن النتائج التي تحصل عليها من العينات لا تكون مطابقة تماماً للنتائج ف حالة المسح الشامل وذلك لأن نتائج العينات تتعرض لمجموعة من الأخطاء منها مايلي:

1. أخطاء عشوائية (أخطاء الصدفة): والسبب في هذا الخطأ هو طريقة اختيار العينة، مثل اختيار (حجم العينة. نوع العينة، تباين عناصر المجتمع).
2. أخطاء التحيز: سببه زادة أو نقص في البيانات، وقد يحث هذا الخطأ أيضا في المسح الشامل وذلك للأسباب التالية:

أ- الإجابات الخاطئة التي قد يتسبب فيها جامع البيانات.

ب- أخطاء من قبل المستجيب لعدم فهمه السؤال.

ج- أخطاء من قبل المستجيب لأمور شخصية.

د- التحيز في عناصر المجتمع التي تم اختيارها.

هـ- عدم الوصول إلى مفردات العينة واستبدالها بأخرى.

و- عدم وجود إطار سليم للعينة.

يقصد بالعينة:

أ- المشاهدات التي يتم تطبيقها على جميع أفراد مجتمع الدراسة.

ب- مجموعة جزئية من مجتمع الدراسة.

ج- إحدى وسائل المسح الشامل.

د- طريقة إحصائية في قياس النزعة المركزية.

يمكننا الحكم على مدى تمثيل عينة ما للمجتمع المأخوذة منه من خلال:

أ- تجانس أفراد عينة الدراسة.

ب- تمثيل العينة بنسبة تزيد على 10%.

ج- بعد أو قرب متوسط العينة عن متوسط مجتمعها مقدراً بوحدات الخطأ المعياري.

د- العينة منتظمة.

أفضل نسبة في اختار عينة الدراسة من مجتمع كبير برأي الإحصائيين:

أ- 2 % ب-4% ج-5% د-10%

العينة ألأكثر دقة في تمثيل المجتمع غير المتجانس هي:

أ- العشوائية البسيطة. ب- المنتظمة ج- الطبقية د- متعددة المراحل.

مستوى القياس الذي تستخدم فيه الأرقام بهدف التصنيف فقط هو:

أ- الإسمي ب- الرتبي ج- النسبي د- الفئوي.

العينة التي تمنح كل فرد من أفراد المجتمع نفس الفرصة في الاختيار ليكون أحد أفرادها هي العينة:

أ- الطبقية ب- العشوائية البسيطة. ج- المنتظمة. د- متعددة المراحل

مستوى القياس الذي تكون وحداته متساوية وليس له صفر مطلق هو:

أ- النسبي ب- الرتبي ج- الفئوي. د- الإسمي.

المقصود بمجتمع الدراسة في الإحصاء:

أ- الأفراد الذين تجري عليهم الدراسة ب- العينة التي تقع عليها الدراسة.

ج- الأفراد الذين تعمم عليهم نتائج الدراسة د- جزء من عينة الدراسة

(نبيل جمعة، 2005، ص 99-100)

تتفق آراء كثير من الإحصائيين على أن حجم عينة البحث يتوقف على مجموعة من العوامل تنحصر على:

- مدى التبيان في خصائص المجتمع المراد دراستها: فإذا كان هناك تباين كبير يبين وحدات المجتمع، تطلب ذلك اختيار عينة كبيرة الحجم.

- مدى التفصيل المطلوب في نتائج العنة كتقديرات لخصائص المجتمع: فكلما زادت درجة التفصيل المطلوبة، زاد حجم العينة المسحوبة.

– مدى الخطأ الذي يسمح به في نتائج العينة كتقديرات لخصائص المجتمع: فكلما قل مدى الخطأ الذي يمكن السماح به، زاد حجم العينة.

– درجة الثقة المطلوب توافرها في تحقيق السمات السابقة: فكلما زادت درجة الثقة المطلوبة، زاد حجم العنة اللازم.

أو بمعنى آخر يتوقف حجم عينة البحث على مجموعة من العوامل نذكر منها: الغرض من البحث، حجم المجتمع الأصلي، الإمكانيات المادية المتاحة للبحث، درجة الدقة المطلوبة، مدى تباين الظواهر المختلفة في قطاعات المجتمع.

ونظراً لعدم وجود اتفاق بين الباحثين على وضع حد معين على أساس علمي– أو إحصائي– يحدد الحجم المناسب أو الأمثل للعينة لكي تمثل المجتمع الذي تسحب منه تمثيلا جيداً، فإن تقدير حجم العينة –على مستوى معظم الدراسات والبحوث– يعتبر واحدة من المشكلات الخاصة بأسلوب المعاينة وتطبيق الأساليب الإحصائية، وف مجال العمل الإحصائي يوجد اتجاهات عند تقدير حجم العينة.

الإتجاه الأول: يعتمد على الخبرة السابقة للباحث في هذا المجال، حيث أظهرت خلاصة الخبرات والتجارب أن حجم عينة في حدود (10%) إلى (15%) من حجم المجتمع الأصلي يبدو ملائما في معظم الدراسات والبحوث، ويتميز هذا الاتجاه في تقدير حجم العينة بالسهولة، كما أنه يفد بعض الباحثين قليلي الخبرة في مجال العمل الإحصائي، ويفضل استخدام هذا الاتجاه في حالة الاعتماد على العينات غير الإحتمالية.

(ن): تمثل الحد الأدنى لحجم العينة الواجب سحبه (الذي يتم تحديده من المعادلة).

(و): تمثل نسبة حدوث الظاهرة التي نهتم بها في المجتمع، ومن البديهي أن تكون قيمة (و) غير معلومة، لذلك فإننا أما أن نقوم بتقدير هذه النسبة من عينة استطلاعية أو نستعيض عنها بلقيمة (0.5) والتي تعطي أكبر حجم ممكن للعينة.

(خ): تمثل أكبر خطأ للتقدير يسمح به عند تقدير نسبة حدوث الظاهرة في المجتمع (درجة الدقة المطلوبة)، وتقدر عادة بقيمة ما بن (0,01، 0,05).

(د): تمثل القمة الجدولية المستخرجة من التوزيع الطبيعي بمستوى ثقة معين، وعموما، فإن قمة (د) تقدر بقيمة (1,96) إذا كان مستوى الثقة (95%) وتقدر بقيمة (2,57) إذا كان مستوى الثقة (99%).

وفيما يلي بعض القيم المحسوبة للحد الأدنى لحجم العينة المراد سحبها باستخدام الحد الأعلى للنسبة (و=0,50) عند مستويات مختلفة من الثقة، ومن أخطاء التقدير المسموح بها، وذلك إذا كان الهدف هو تقدر نسبة حدوث ظاهرة في المجتمع.

جدول رقم (03): الحد الأدنى لحجم العينة المراد سحبها باستخدام الحد الأعلى للنسبة (و=0,50)

أكبر خطأ للتقدير يسمح به (خ)	درجة الثقة المطلوبة $1-\alpha$	
	%95	%99
0,01	9604	16641
0,02	2401	4161
0,03	1068	1849
0,04	601	1014
0,05	385	666

ويكون حجم العينة هذا (ن) نهائيا إذا كان كسر المعاينة (ن/ت) أصغر من (0,05 أو 0,10) – حيث (ت) تمثل حجم المجتمع– أما إذا كان كسر المعاينة أكبر من (0,05 أو 0,10) فيصبح هذا الحجم مبدئيا ويرمز له بالرمز (ن$_0$) ويكون الحجم النهائي للعينة هو (أبو شعر، 1997، ص 135)

$$ن = \frac{ن_0}{1 + (ن_0 / ت)}$$

(محمد شامل، 2000، ص 117-118)

تحديد حجم العينة عند تقدير متوسط ظاهرة ما ف المجتمع

$$ن = \frac{د^2 \times ي^2}{خ^2}$$

حيث:

(ن): تمثل الحد الأدنى لحجم العنة الواجب سحبه (الذي يتم تحديده من المعادلة).

(ي^2): تمثل تباين المجتمع، ومن البديهي أن تكون قيمة (ي^2) غير معلومة، لذلك فإننا نقوم بتقدير هذه القيمة من عينة استطلاعية، أي نستعيض عنها بتباين العينة (ع^2).

(خ)، (د) سبق تعريفهما عند تحديد حجم العينة وكان الهدف هو تقدير النسبة.

وبالمثل يكون حجم العينة هذا (ن) نهائيا إذا كان كسر المعانة (ن/ت) اصغر من (0,05 أو 0,10) – حيث (ت) تمثل حجم المجتمع– أما إذا كان كسر المعانة أكبر من (0,05 أو 0,10) فيصبح الحجم مبدئيا ويرمز له بالرمز ($ن_0$) ويكون الحجم النهائي للعينة هو (أبو شعر، 1998، ص 135).

$$ن = \frac{ن_0}{1 + (ن_0 / ت)}$$

(محمد شامل، 2000، ص 123)

6– تجانس العينة:

يختار الباحث العينة بعد تحديد المجتمع الرياضي وهناك طرائق متعددة لاختيار عينة البحث أفضلها الطريقة العشوائية إذا تعطي هذه الطريقة فرص متساوية للجميع في تمثل المجتمع، ورغم أن للطريقة العشوائية أساليب منتظمة فإنها تبقى الأفضل لتعميم النتائج، إذن العينة تكون للمجتمع، أما إذا تعمد الباحث في اختيار عينة تتصف بصفات معينة موجودة في المجتمع وترك الآخرين فإنه بذلك يخلق مجتمع جديد، أي أن العينة التي تم اختيارها عمديا تمثل مجتمع، لأنها أصبحت بمواصفات موحدة، وهناك من يعتمد في اختيار عينتين مختلفتين فمثلا عينة تكون صفة الطول غالبة غليهم وعينة أخرى تكون صفة القصر غالبة علهم، مما يعني أن الباحث قارن بين نوعين من المجتمع وإن كانوا موجودين في بيئة واحدة (حسين مردان، ص 02).

التجانس (عزل العوامل الدخلية)

المجموعة المتجانسة هي المجموعة الأقل اختلافا فيما بينها في عنصر معين فإذا كان الباحث يعمل ضمن العينة فيجري التجانس على العينة أما إذا كان قد قسم العينة إلى مجموعات فيجري التجانس داخل كل مجموعة، والسبب في ذلك أن العينة عندما تقل تغلب عليها الاختلاف، فلو كان في العينة شخصان طويلان وشخص متوسط الطول وآخر قصير ثم تم تقسيم العينة إلى مجموعتين فوقع أحد الفردين الطويلين مع متوسط الطول ووقع الآخر مع القصير هنا سنجد التجانس في مجموعة واختلاف في مجموعة أخرى وأدناه المثال:

أفراد العينة	العينة	المجموعة الأولى	المجموعة الثانية
1	200	200	200
2	200	170	150
3	170		
4	150		
الوسط الحسابي	180	185	175
الانحراف المعياري	24.494	21.213	35.355

من خلال تحليل محتوى الجدول نجد أن المجموعة الأولى أقرب إلى العينة من حيث الانحراف المعيار وبالعكس من ذلك نجد المجموعة الثانية أكثر اختلافا فيما بينها وأبعد من الانحراف المعياري لعينة البحث، هذا مثال بسيط يدعونا أن نبحث عن التجانس داخل المجاميع ف حالة قسمة العينة إلى مجاميع. (حسين سردان، ص 05).

الاستقلالية والتجانس

تعني الاستقلالية أن القيم المدخلة في المعادلات الإحصاء قيم غير متأثرة بعوامل أخرى، فمثلا أن درجة التعلم لدى مجموعة معينة غير متأثرة بذكاء بعض أفرادها، وان دقة الضرب الساحق غير متأثرة بنوعية الرفع من العداء (رافع الكرة)، أي إننا نكتشف وجود عوامل دخيلة على القيم المعتمدة تؤثر في نتائج التقييم، وعليه يجب استبعاد أثار هذه العوامل وان أفضل طريقة لاستبعادها هي التجانس أي أن العينة متجانسة في العامل الدخيل، ويتم عزل تأثير العامل الدخيل إذا كان رافع الكرة بوضع آلة للقيام بذلك (قاذف كرات)، واخضاع العينة إلى اختبار الذكاء لايجاد مدى اختلافهم.

قانون (ت) والتجانس

لا يمكن أن نعتمد على قوانين (ت) بأي شكل من الأشكال ما لم تتحقق في اعتمادها أربعة شروط وهي:

1. مستوى القياس المستخدم (نوعية القيم المستخدمة)
2. الاستقلالية ويمكن قياسها بالتجانس)
3. التوزيع الإعتدالي (ويمكن قياسه بالالتواء أو كا2 أو سميرنوف)
4. تجانس التباينات (ويمكن قياسه بقانون(ف) أو بقانون(ليفين))

1- مستوى القياس المستخدم (نوعية القيم المستخدمة)

الأرقام التي يمكن استخدامها في العمليات الإحصائية يجب أن تكون من مستوى القياس الفتري والنسبي (مثال للفتري : الأرقام يمكن أن تكون صفرا أو تحتال صفر مثل درجة الحرارة أو الذكاء.

مثال للنسبي: الطول والوزن والمسافات والأزمنة (وفي القياس الفتري فإن الصفر لا يعبر عن انعدام الحالة أما في القياس النسبي فإن الصفر يعبر عن انعدام الحالة.

وهناك قوانين يمكن استخدامها لتحويل المستويات الأخرى.

2- الاستقلالية(قانون التجانس)

يقاس التجانس بقانون معامل الاختلاف النسبي فإذا كانت النتيجة اقل من 30% فإن العينة متجانسة في العامل الدخيل.

معامل الاختلاف النسبي = الانحراف المعياري ÷ الوسط الحسابي × 100

•العينة أو المجموعة غير المتجانسة

في مجال التربية الرياضية قد نضطر إلى قبول نسبة أعلى من 30% ولكننا نشك في النتائج التي سنصل إليها بسبب عدم تحقق شرط من قوانين (ت) ويمكن أن نلجأ إلى الفرض الصفري أو اعتماد نسبة (0,01) كمستوى خطأ، ويجب أن يجرى التجانس حتى في اختيار عينة عمديه طالما إننا سنستخدم قوانين (ت)، وملخص الحديث أن الإجراء واجب التنفيذ وذلك للتأكد من صحة النتائج وعدم تأثرها بالعوامل المؤثرة على المتغير المستقل.

•العوامل التي يجب أن نعمل فيها التجانس

يجرى التجانس لمرة واحدة قبلية فقط لأن الأصل في هذا الإجراء هو اختبار مدى تأثر المتغيرات المستقلة بالعوامل الدخيلة.

ونقيس الذكاء في حالة وجود برنامج تعليمي والطول والوزن في حالة وجود متغيرات بايوميكانيكية والطول في حالة اختبارات الرشاقة وهكذا يتم تحديد هذه العوامل وفقا لإدراك الباحث بمدى تأثيرها في المتغيرات المستقلة.

3- التوزيع الاعتدالي

بالرغم من تأكيد المصادر إلى أن العينة التي تم اختيارها عشوائيا من مجتمع موزع توزيعا اعتداليا فإنها عينة موزعة توزيعا اعتداليا فإذا تم تقسيم العينة إلى مجاميع وجب إجراء التوزيع الاعتدالي لكل مجموعة منفردا، ويحقق قياس التوزيع الإعتدالي أحد شروط استخدام قوانين (ت) ويقاس بمعامل الالتواء ويجب أن تكون النتائج محصورة بين (± 1) فإذا زادت فهذا يعني وجود عدم اعتدالية، وفي المجال الرياضي ولكثرة المتغيرات المستقلة أو التذبذب الكبير في قيمها فقد لا تظهر الاعتدالية، ولا يستطيع الباحث إغفال ذلك ولا يستطيع استبعاد قياس هذا المتغير لأهميته ولايستطيع التحكم بالتذبذب الكبير في القيم، فعليها لاستمرار ولكن ستكون النتائج في المتغيرات التابعة متأثرة بعدما عتدالية التوزيع أي وجود قيم متطرفة، ويجب قياس التوزيع الإعتدالي في القياس ينال قبلي والبعدي طالما إننا سنختبر

المتغيرات بقانون (ت). كما يمكن قياس التوزيع الاعتدالي بقانون مربع كاي ويجب أن تكون القيمة الجدولية غير معنوية لن توزيع مربع كاي مبني على فرضية العدم أي لا يوجد فرق في المنحنى الطبيعي مع توزيع القيم على هذا المنحنى، أو استخدام قانون سميرونوف.

4- تجانس التباينات

يحدث اختبار تجاس التباين تبين المجموعتين أو العينتين المختلفتين في العدد لا نشرط هذا المصطلح مرتبط بتباين العينة الصغيرة أي إذا كانت باين العينة الصغيرة اكبر من تباين العينة الكبيرة فإننا نقول أن هناك عدم تجانس في تباين المجموعتين أو العينتين، ومن الممكن قياس ذلك بقسمة التباين الكبير على التباين الصغير فإذا كانت نسبة التباينات أقل من(2) فيمكن افتراض تجانس التباينات، أو نقيس ذاك بقانون(ف) للانحراف المعياري وذلك حسب القانون أدناه.

قانون(ف) للانحراف المعياري = الانحراف المعياري الكبير ÷ الانحراف المعياري الصغير

ويمكن مقارنة القيمة المحسوبة بالقيمة الجدولية لتوزيع (ف) بدرجتي حرية عدد مشاهدات الانحراف الكبير من الأعلى وعدد مشاهدات الانحراف الصغير من الجانب

ويمكن حسابها بقانون ليفين أيضا، من خلال برنامجSPSS

التكافؤ

يحقق التكافؤ مطلب مهم من الإجراءات البحثية للبدء من خط شروع واحد في المجموعتين،أي أن التكافؤ يجرى على أكثر من مجموعة، فإذا كان التجانس داخل المجموعة والعينة، فان التكافؤ بين المجموعات. ويجرى التكافؤ بقانون (ت) لعينتين مستقلتين وبقانون(ف) تحليل التباين للمجموعتين فأكثر، ويجب أن تكون القيمة المحسوبة غير معنوية أي أن المجموعة الأولى متساوية معا لمجموعة الثاني في المتغير المستقل فمثلا أن المجموعة الأولى لا تختلف عن المجموعة الثانية في القوة. وربما نبحث عن عدم التكافؤ في خلق المجموعات فمثلا إذا كان المطلوب المقارنة بين عينتين إحداهما طوال القامة والأخرى قصر القامة فان القيمة المحسوبة يجب أن تكون معنوية أما المتغيرات المستقلة مثلا القوة بين العينتين فتكون متساوية.

التصميم التجريبي ذو المجموعة الواحدة

شاع أن نتائج استخدام العينة الواحدة في البحوث التجريبية تكون قليلة الدقة ما لم تقارن بنتائج مجموعة أخرى ضابطة، وذلك للتحسب من المتغير المستقل بأن لا يكون هو السبب الوحيد في نتيجة المتغير التابع، وهذا المفهوم غير صحيح في حالة توفر المعلومات الكافية عن العوامل الدخيلة على المتغير المستقل فلو أجرى باحث تجربة لتعليم مهارة معينة وبعد انتهاء المنهاج تبين إنهم قد تعلموا المهارة، فهل كان منهجا لتعليم هو السبب الوحيد ؟بالتأكيد لا !

كيف إذن نتأكد من ذلك؟ الجواب بسيط هو أننا نقوم بضبط تأثير العوامل الدخيلة على مستوى التعلم فقد تكون للسرعة تدخل في نتيجة التعلم (بعد أن تأكد الباحث من دراسات سابقة أن نتيجة التعلم ترتبط بالسرعة)، هنا يتم اختبار العينة بهذا المتغير ثم يتم التأكد من تغير هذه القيم في القياس البعدي فإذا وجد الباحث أن هناك تغير معنوي فانه سيفترض بان السرعة ساهمت في التعلم وتأتي المرحلة اللاحقة وهي عزل نسبة تأثير السرعة في التعلم ويمكن ذلك بفعل بعض القوانين الإحصائية مثل الارتباط الجزئي. أما إذا لم يثبت تغير في القياس البعدي فان السرعة لم تؤثر بالتأكيد على نتيجة التعلم، وبذلك تنتفي الحاجة إلى المجموعة الثانية. أما كيف يتم تحديد النسب فإننا نحسب مقدار التغير في التعلم ومقدار التغير في السرعة ويمكن بقسمة أحدهما على الآخر أن نجد النسبة أو باستخدام أية طريقة أخرى لإثبات ذلك. (حسين سردان، ص 4-5-6)

7-أنواع العينات

تنقسم العينات إلى قسمين:

أولا: العينات الإحتمالية (العشوائية)

1- العينة العشوائية البسيطة:

يقصد بالعينة العشوائية تلك العينة التي لا تتقيد بنظام خاص أو ترتيب معين مقصود في الاختيار، وبذلك نضمن لجميع أفراد العينة فرصا متساوية، وفي هذه الحالة توصف العينة بأنها غير متحيزة Unbiassed. والطريقة العادية التي يميل إليها العامة دائما وهي كتابة أسماء أو أرقام العينة في أوراق صغيرة وتطبقها وخلطها تماما ثم اختيار العدد (السيد محمد خيري، 1997، ص 187).

فه منح جميع أفراد المجتمع فرصا متساوية في التمثيل للعينة.

- القرعة، أي ترقيم الأسماء ووضعها في صندوق ثم السحب.
- جداول الأرقام العشوائية، أرقام مدرجة في جدول تحدد طريقة المرور على الأرقام في خط مائل أو مستقيم لاحتساب العدد المطلوب الذي مر عليه الخط.

فهي اختيار عدد معين من أفراد المجتمع بحيث يكون لأي فرد من الأفراد الفرصة نفسها للظهور في هذه العينة، وتستخدم للمجتمع الذي يكون من عناصر متجانسة.

حجم العينة= نسبة العينة* عدد أعضاء المجتمع

2- العينات العشوائية الطبقة:

يتم الحصول عليها بتقسيم المجتمع الأصلي إلى طبقات أو فئات وفقا لخاصية معينة كالجنس أو مستوى التعليم، فإذا كانت عناصر المجتمع غير متجانسة فإننا نقسم المجتمع إلى طبقات، ثم نأخذ عينة عشوائية بسيطة، من كل طبقة تتناسب مع حجم الطبقة.

ويمكن تقسيم العينة الطبقية العشوائية إلى:

- توزيع متساوي (Equal Distribution): وهنا تقسم العينة الكلية على الطبقات بالتساوي. (نبيل جمعة، 2005، ص 96).

●توزيع متناسب / نسبي (Proportional Distribution): حث يؤخذ عدداً من كل طبقة يتناسب مع حجم الطبقة في المجتمع.

العينة الطبقة= (حجم الطبقة/حجم المجتمع)* حجم العينة

مثال: رأي الآباء والأمهات حول قضية معينة

أردنا اختار عينة طبقة حجمها ن=100 من مجتمع مكون من 1000 شخص وينقسم إلى طبقتن (400 ذكور، 600 إناث)، فإن هذه العينة ستكون مكونة من:

أ) 40 ذكور، 60 إناث ب) 60 ذكور، 40 إناث

ج) 50 ذكور، 50 إناث د) 30 ذكور، 70 إناث

العينة الطبقة = (حجم الطبقة / حجم المجتمع)* حجم العينة

حجم الذكور = (1000/100)*400= 40

حجم الإناث = (1000/100)*600= 60

في دراسة إحصائية استهدفت طلبة كليات المجتمع، أخذت عينة عشوائية من كل كلية يتناسب عددها مع عدد الطلبة فيها، فإن هذه العينة تسمى:

أ)عنقودي ب) منظمة ج) معياري د) طبقية.

طلية تضم عدة تخصصات مختلفة، يراد اختيار عينة تمثل كل الطلاب في الكلية، فإن أفضل أسلوب لاختيار هذه العينة هو العينة العشوائية:

أ)البسيطة ب) المنتظمة ج) الطبقة د) العنقودية.

عدد المهندسين المسجلين في نقابة المهندسين 35000 مهندس و15000 مهندسة، وأردت اختيار عينة عددها (500) مهندس ومهندسة، فالطريقة الأنسب في اختيار هذه العينة على أساس نقابي هي العينة:

أ)العشوائية ب)المنتظمة ج) العنقودية د) الطبقية.

(نبيل جمعة، 2005، ص 97).

فقد يشتمل مجتمع الدراسة على مجموعات غير متجانسة من حيث الخصائص التي يقوم الباحث بدراستها، ورغبة في التأكد من تمثيل كل مجموعة من هذه المجموعات لتكون العنة ممثلة بقدر الإمكان للمجتمع، في مثل هذه الأحوال، نقسم المجتمع إلى طبقات على أساس متغير واحد (مثل السن أو النوع أو المهنة أو المستوى التعليم ...إلخ)، أو أكثر التجانس بقدر الإمكان، ثم نختار عينة عشوائية (بسيطة أو منتظمة) من كل طبقة من هذه الطبقات، ويتوقف تحديد حجم العينة المسحوبة من كل طبقة على عدد من العوامل أهمها:

– حجم الطبقة: فحجم العينة المسحوبة من كل طبقة يتناسب طرديا مع حجم هذه الطبقة في المجتمع.

– مدى التجانس داخل الطبقة: فكلما زادت درجة التجانس بين مفردات الطبقة، قلّ حجم العينة المسحوبة من هذه الطبقة.

وهناك أساليب عديدة لتوزيع العينة الكلية على الطبقات المختلفة منها على سبيل المثال.

– **أسلوب التوزيع المتساوي Equal Allocation:**

يعتبر التوزيع المتساوي هو أدنى مستويات الدقة في الاختيار، وفيه نقسم عدد مفردات العينة الكلية على طبقات المجتمع بالتساوي، حتى لو اختلف عدد أفراد كل طبقة عن عدد الطبقة الأخرى في هذا المجتمع، فعلى الرغم من أن عدد الإناث في كليات وأقسام الاقتصاد والعلوم السياسية يفوق عدد الذكور فيمكن اختيار العينة الطبقية بأسلوب التوزيع المتساوي بحيث تتكون من (50%) من الإناث و(50%) من الذكور.

– **أسلوب التوزيع المتناسب Proportional Allocation:**

يقصد به تمثيل الطبقة في العينة على حسب وزنها النسبي في المجتمع، ويمكن توضيح نموذج لاستخدام أسلوب التوزيع المتناسب كمايلي:

$ن_{ر} = (ت_{ر} / ت) \times ن$ ر=1، 2، ......ك   (1−2)

حيث:

(ر): ترمز إلى رقم الطبقة أما عدد الطبقات في المجتمع فه (ك).

($ت_{ر}$): امثل عدد الوحدات (حجم المجتمع) في الطبقة رقم (ر).

(ت): تمثل حجم المجتمع الكلي، بمعنى أن ت= مج (تر).

فمثلا إذا كان المجتمع الذي يجري عليه البحث مكوناً من (1000) مفردة، وكان عدد المفردات موزعا على الطبقة الأولى (500) والطبقة الثانية (300) والطبقة الثالثة (200) وأردنا سحب عينة طبقية من مائة مفردة، فإننا نوزعها بأسلوب التوزيع المتناسب على الطبقات الثلاث على النحو (50) حالة من الطبقة الأولى و(30) حالة من الطبقة الثانية و(20) حالة من الطبقة الثالثة.

- **أسلوب التوزيع الأمثل Optimum Allocation:**

يعتمد الاختيار في أسلوب التوزيع الأمثل على اعتبارين هما: حجم الطبقة في المجتمع كما في الأسلوب السابق، مستوى التجانس بين أفراد الطبقة الواحدة والذي يقاس عن طريق الانحراف المعياري داخل الطبقة، ويتم توزيع العينة الكلية على كل طبقة من الطبقات وفقا للمعادلة التالية:

$$\text{ن}_{\text{ر}} = \frac{\text{ت}_{\text{ر}} \times \text{ي}_{\text{ر}}}{\text{ت}_1 \times \text{ي}_1 + \text{ت}_2 \times \text{ي}_2 + \ldots\ldots\ldots\ldots + \text{ت}_{\text{ر}} \times \text{ي}_{\text{ك}}}$$

حيث: $\text{ي}_{\text{ر}}$ تتمثل قيم الانحراف المعياري بن مفردات المجتمع داخل الطبقة رقم (ر).

ر = 1، 2، ....، ك.

فمثلا إذا كان لدينا مجتمع مكون من (1000) مفردة موزعة على ثلاثة طبقات، ونريد سحب عينة طبقية حجمها (100) مفردة من هذا المجتمع، علما بأن حجم كل طبقة والانحراف المعياري بين مفردات كل طبقة كمايلي:ذ

الطبقة الأولى: حجمها 500 مفردة، وانحرافها المعياري =1.

الطبقة الثاني: حجمها 300 مفردة، وانحرافها المعياري=2.

الطبقة الثالثة: حجمها 200 مفردة، وانحرافها المعياري=3. (محمد شامل، 2005، ص 107).

في هذه الحالة ووفقا لطريقة التوزيع الأمثل يكون حجم العينة من كل طبقة كمايلي:

$$\text{ن}_1 = \frac{1\times500}{(3\times200+2\times300+1\times500)} \times 100 = 30$$

$$\text{ن}_2 = \frac{2\times300}{(3\times200+2\times300+1\times500)} \times 100 = 35$$

$$ن_3 = \frac{3\times200}{(3\times200+2\times300+1\times500)} \times 100 = 35$$

3- **العينة العشوائية المنتظمة:** تسمى بعينة المسافات الإحصائية

مثال: مجتمع العينة 9000 فرد والعينة المطلوبة 150

الزيادة المنتظمة=150/9000= 60

وعلى هذا يتحدد الرقم الأول للعنة، أي اسم الطالب الأول بحيث يكون أقل من 60 ثم بدأ الباحث بتوزيع العينة على بقية الأسماء.

أول رقم 3، الرقم الثاني 20+3= 23 والثالث هو 43 ثم 63 ثم 83 ... حتى نصل إلى آخر رقم 2983.

وهي نادرة الاستعمال وتتصف بانتظام الفترات بين وحدات الاختيار، أي أن الفرق بين كل اختيار والذي يليه متساويا في كل الحالات، ويستعمل إذا توفرت قائمة بأسماء أفراد المجتمع فإننا نستطيع اختيار أفراد العينة بحيث يكون الفرد ذو ترتيب معين ضمن أفراد المجتمع ويكون اختيار الفرد الأول من القائمة عشوائيا، مثال: اختيار (100) طالب من أصل (1000) طالب في الجامعة.

نحدد مقدار الفترة= عدد طلاب المجتمع/ عدد طلاب العينة =100/1000= 10

تحديد نقطة البدء ويتم اختيارها عشوائيا من 0-9 ولنفترض الرقم 8 هو الاختيار الأول ونزيد لكل اختيار يليه الرقم 10 (نبيل جمعة، 2005، ص 98).

4- العينات المعيارية:

عينة تمثل المجتمع الإحصائي تمثيلا صادقا وتتفق مقاييسها الإحصائية مع مقاييس المجتمع (الوسط، الوسيط، الانحراف المعياري)، ويتم اختيارها بصورة تتابعية.

من العينات الاحتمالية العشوائية:

أ)القصدية ب) الحصصية ج)العنقودية د)الصدفة.

4-1 **العينة العنقودية:** عينة متعددة المراحل، وحدات الاختيار الصفوف.

الطريقة: تقسم المجتمع إلى وحدات أولية وتم اختيار عينة من هذه الوحدات كمرحلة أولى ثم تقسم كل وحدة إلى وحدات ثانوية تؤخذ فيها عينة كمرحلة ثانية، ثم تقسم إلى وحدات أصغر جزء تؤخذ منها عينة كمرحلة ثالثة... وهكذا حتى نحصل مجتمع الدراسة وهي على مراحل.

1- **وحدات المعاينة الابتدائية (العناقيد):** تسمى وحدات المرحلة الأولى: وهي معاينة واحدة فقط (وهي معاينة العناقيد التي يتكون منها المجتمع ثم إجراء تعداد شامل لجميع مفردات هذه العناقيد المختارة) فاختيار العناقيد يتم بمعاينة عشوائية بسيطة.

2- **المعانة البسيطة ذات المرحلتين:** تتم على مرحلتين:

أ- اختيار الوحدات الابتدائية بطرقة المعاينة العشوائية البسيطة.

ب- نختار وحدات الثانية داخل كل واحدة من الوحدات الابتدائية بطريقة المعاينة العشوائية البسيطة.

3- **مرحلة الوحدة المجدولة:** نقوم بعمل قائمة للوحدات داخل الوحدة الابتدائية، فنقوم باختيار عينة من هذه القائمة:

- في المعاينة ذات المرحلتين تكون الوحدة المجدولة هي ما سبق تسميته بوحدة معاينة المرحلة الثانية أو وحدة المعاينة الفرعية.
- وقد تكون الوحدة المجدولة هي يعينها الوحدة الأولية.

تكون المعاينة في عناقيد هي الطريقة المناسبة ذات التكاليف الأقل، خاصة عندما نستخدم العينة العشوائية البسيطة لأفراد مجتمع كبير، فتكون التكاليف أكثر.

عندما نواجه في بعض الدراسات التطبيقية أن وحدات بعض المجتمعات تكون على شكل تجمعات وغالبا ما تكون متشابهة إلى حد كبير بالنسبة للخاصية التي تقوم بدراستها مثل: المدن، الشوارع، الكليات، وغيرها فإن هذه التجمعات عندها تسمى عناقيد (Cluster) إذ يحوي كل عنقود منها على عدد من عناصر المجتمع الأصلية والتي غالبا ما تكون متجانسة، فإننا نلجأ في هذه الحالة إلى العنة العنقودية.

تتميز مجموعات الدراسة المختلفة في المعاينة العنقودية بعدم التجانس بين عناصر كل مجموعة، حيث يوجد اختلافات بين العناصر المشكلة للمجموعة الواحدة، مع وجود تجانس بين المجموعات الجزئية (العناقيد). أي تجانس بين العناقيد ككل، ولكن عدم تجانس داخل العنقود نفسه.

وتقسم العينة العنقودية إلى:

- عينة عنقودية بمرحلة واحدة.
- عينة عنقودية بمرحلتين.
- عينة عنقودية متعددة المراحل.
- معاينة مساحية. (نبيل جمعة، 2005، ص 98).

ثانيا: العينات غير الإحتمالية (غير عشوائية)

1- **العينة الحصصية (العينة الطبقة التناسبية):** تبدو العينة المختارة بطريقة الحصة مماثلة لعينة طبقة المجتمع الأصلي.

تختلف عن العينة العشوائية الطبقة في أن الأفراد يتم اختيارهم ليس بطريقة عشوائية إنما بطريقة قصدية.

تستخدم العينة الحصصية في مقابلات المعاينة (Survey) وهي غر عشوائية تماماً، وتقوم على افتراض أن العنة تمثل المجتمع وأن التغير بالنسبة لمتغيرات العينة الحصصية هي نفسها بالنسبة لمتغيرات المجتمع، لذا فإن العينة الحصصية هي نوع من العينة العشوائية الطبقة ولكناه تختار أفراد الطبقة بطريق غير عشوائي، إذ تعتمد على تقسيم المجتمع إلى مجموعات خاصة، ثم حساب حصة كل مجموعة اعتماداً على علاقتها بالبيانات المتوفرة وحجم المجتمع، وحجم المجتمع، ثم الحصول على تلك الحصة بأيسر الطرق (Saunders et al., 2007, P226).

وتستخدم العينة الحصصية عندما يكون هناك صفات محدّدة يجب أن تؤخذ مسبقا بالاعتبار في العينة مثل: (الجنس، الوظيفة، التوزيع الجغرافي)، إذ لابد والحالة هذه من توزيع العينة بالحصة على المجتمع لتمثل التنوع بداخله.

ومثال ذلك: إذا أردنا توجيه سؤال معين إلى مجموع العمال والعاملات في الشركة المتحدة، وتبين إن العمالة في الشركة تتكون من (30%) من العمال الذكور، بينما نسبة (70%) من العمالة إناث، وتقرر أن يكون إجمالي العينة (10) أشخاص. فإننا سنوجه السؤال إلى أول (3) عمال ذكور، وأول (7) عاملات إناث تتم مواجهتهم في ظروف مريحة وبصورة كيفية دون الاعتماد على الأسلوب العشوائي ليصبح مجموع العينة (3+7=10) أشخاص.

زمن العوامل التي تشجع على العينة الحصصية توفير الوقت والكلفة والجهد، والحصول على إجابات سريعة من العينة، كما أنها تصبح ضرورة عندما يكون شريحة في المجتمع ذات تمثيل قليل ونرغب في إشراكها في العينة المختارة.(نبيل جمعة، 2015، ص 101).

2- عينة الصدفة –العينة المتاحة- العينة العرضية

اختيار عدد من الأفراد الذي يستطيع العثور عليهم في مكان وفترة زمنية محددة عن طريق الصدفة وذلك لسهولة استخدامها، وهي بتأكيد أحيانا لا تمثل المجتمع الأصلي.

الطريقة فمثلا ممكن جمع العينة في الشوارع والأسواق، أو عند زيارة المكتبة المدرسة توزع الاستبيان على الطلاب والمعلمين أو حتى زوار المدرسة من أولي أمور أو مشرفين ...إلخ نتائج استخدام هذا النوع من العينات تحدد إمكانية تعميم النتائج.

تتضمن العينة الميسرة اختيار جزافي أو مصادفة للحالات المدروسة والتي من السهولة الحصول عليها في العينة، إذ يتم اختيار وحدات العينة بناء على سهولة الوصول والاتصال بالأعضاء، وهي سريعة التنفيذ وقليلة الكلفة، ولكن لا يمكن تعميم نتائج وغالبا ما تخدم هذه العينة كدراسة قبلية / أولية أكثر من كونها عينة مهيكلة (Saunders et al., 2007, P234).

ومثال ذلك إذا أراد الباحث أن يتعرف على رأي الطلبة المبدئي في أداء المواصلات في جامعة ما فإنه يقوم بسؤال أول (50) طالب أو طالبة يواجههم عند البوابة الرئيسية ليتعرف على آرائهم في أداء المواصلات في تلك الجامعة (نبيل جمعة، 2005، ص 94).

3- العينة الهادفة:

تستخدم العينة الهادفة للحصول على معلومات مع شريحة محدّدة قادرة على توفير المعلومات، إما بسبب موقعهم، أو لأن بعض المعايير التي وضعها الباحث تتوفر فيهم، لأنهم أفضل الأشخاص القادرين على توفير المعلومات، حيث يتم اختيار وحدات العينة بناء على الخبرات في الموضوع الذي يدرس. وتستخدم العينة الهادفة عندما تكون المعلومات المطلوبة متوفرة لدى فئة معينة من الأفراد، فهي التي تملك المعرفة في الموضوع المبحوث وتستطيع تقديم المعلومة.

وتستخدم العينة الهادفة في الغالب عندما نتعامل مع عينات صغيرة، أو عندما نعامل مع حالات نريد منها معلومات خاصة (Neuman, 2000).

ومثال ذلك: لو أردنا الوصول إلى إجابة السؤال التالي: ماذا يلزم المديرة للوصول إلى مراكز القمة؟ فإن العينة الهادفة المناسبة هنا هي مجموعة النساء التي احتلت مراكز عليا، إذ يكون لديهن معرفة متخصصة في ذلك الموضوع نتيجة الخبرة. (نبيل جمعة، ص 94).

4- عينة كرة الثلج:

تستخدم عينة كرة الثلج عندما نواجه صعوبة ف تحديد أعضاء المجتمع المرغوب دراسته، حيث يبدأ الباحث بعينة صغيرة ميسرة، ثم تبدأ العينة بالكبر شيئا فشيئا مع سير الدراسة.

وفي هذه الحالة نحتاج إلى الخطوات التالية: (Saunders et al., 2007, P232)

- الإتصال بواحد أو إثنين من حالات المجتمع المرغوب دراسته.
- سؤال هؤلائ لتحدي حالات أخرى يمكن الرجوع إليها لتوفر المعلومات لديهم.
- سؤال الحالات الجديدة لتحدي حالات أخرى جديدة وهكذا.
- التوقف عندما لا نستطيع الوصول إلى حالات جديدة، أو الوصول إلى حجم عنة مقبول.

ومثال ذلك: إذا أراد باحث أن يدرس تأسيس الإمارة عام 1921 عن طريق المقابلات مع الأفراد الذين عايشوا الحدث، ونلاحظ في هذه الحالات أن الأفراد الذين عايشوا الحدث ولا زال على قيد الحياة قد يكون عددهم قليل، ولذلك يقوم الباحث بتحديد والإتصال بواحد أو إثنين من هؤلاء الأفراد، ثم قوم بالإستدلال منهم على أفراد آخرين وهكذا حتى لا يستطيع الوصول إلى أفراد جدد، أو كون قد استوفى البيانات التي يرغب بجمعها لبحثه. (نبيل جمعة، 2005، ص 96)

8-إحصاءات العينة

إحصاءات العينة هي النقاييس الإحصائية الخاصة بالعينة وهي تستخدم عادة في الإستدلال على معالم المجتمع أو في إختيار الفروض حولها كما أنها (إحصاءات العينة) تصف العينة بالاعتماد على القياس الكمي لمفردات العينة مثل:

- المتوسط الحسابي للعينة.
- النسبة في العينة (بو علاق، 2009، ص 29).

المحور الثالث: الفروض الإحصائية

تمهيد:

الفرض على حد تعبير ماخ، تفسير مؤقت لوقائع معينة، لا يزال بمعزل عن امتحان الوقائع، حتى إذا امتحن في الوقائع، أصبح من بعد إما فرضاً زائفاً يجب أن يعدل عنه إلى غيره، و'ما قانوناً يفسر مجرى الظواهر.

واتخاذ الفروض لم يصحح منهجاً علمياً معترفاً به: إلا في القرون التاسع عشر، بفضل أبحاث Whewell ثم كلود برنار Claude Bernard. ذلك أن الداعين إلى المنهج العلمي في مستهل العصر الحديث، حينما رأوا ما أدت إليه الفروض الواسعة المجازفة المجانية التي كان يفترضها رجال العصور الوسطى من دون قام على أساس من الوقائع، أو محاولة التفسير الوضعي الحقيقي، قد أرسوا تحذيرات حارة ضد استخدام الفروض (عبد الرحمن بدوي، ص 144).

1-مفهوم الفروض

يضاغ الفرض على أنه إجابة محتملة لمشكلة البحث. فعلاقته بالمشكلة علاقة الإجابة بالسؤال الذي تتصدى المشكلة لحله، والفروض بهذا المعنى هي ملتقى الطرق التي تنتهي إليها المشكلة ويبدأ منها التجريب وموقعها من خطوات البحث يمثل نقطة التحول من البناء النظري للبحث إلى التصميم التجريبي للإجابة على المشكلة القائمة، والحكم الذ يقرر قبول الفرض أو رفضه هو النتيجة التي تنتهي إليها جميع خطوات البحث، ويقتضي الوصول لمثل هذا الحكم إجراء التجارب التي تختبر صحة تلك الفروض.

وبما أن الطريقة التي يصاغ بها الفرض تؤثر تأثيرا مباشرا على البناء التجريبي للبحث وعلى الوسائل الإحصائية التي تقبع في تحليل النتائج، إذن فأي تعقد أو خطأ صياغة الفرض يؤدي إلى تعقيد البناء التجريبي وقد تحول أخطأ الصياغة بين الباحث وإنجاز بحثه، لذلك يجب أن تخضع عملية بناء الفروض لشروط عملية دقيقة نلخص أهمها فيما يلي:

أ- **وحدة الإجابة:** يجب أن يكون الفرض في إجابة واحدة على مشكلة واحدة مكن المشكلات التي ينتهي إليها تحليل البحث، وليس معنى هذا أن يقتصر البحث على فرض واحد، بل تتعدد فروضه بتعدد أبعاده وجوانبه، وبذلك يصبح كل بعد من أبعاده، أو جانب من جوانبه مشكلة صغيرة يجيب عنها فرض

واحد، والفروض التي تتصدى للإجابة على أكثر من مشكلة تؤدي إلى بناء تجريبي معقد وتفسيرات متداخلة صعبة، قد تحول بين البحث وغايته.

ب- **البساطة:** يجب أن يكون الفرض أبسط إجابة للمشكلة وكلما كان الفرض بسيطا مباشرا كان البناء التجريبي قابلا للبحث، والفرض المركب يؤدي إلى بناء تجريبي معقد.

ج- **إمكانية الاختبار:** إذا كانت صياغة الفرض تحول بينه وبين اختباره فلا قيمة لمثل هذا الفرض، فمثلا الفرض الذي يقول أن كل الناس يموتون لا يمكن اختباره إلا إذا مات كل البشر، فهو بهذه الصورة فرض غير قابل للإختبار.

د-**إمكانية الرفض:** إذا كانت صياغة الفرض تؤد إلى قبوله ولا تؤد إلى رفضه، فهو بهذه الصورة لا يصلح أن يكون فرضا من فروض البحث، فمثلا الفرض الذي يقول أن الناس يقاتلون لأن لديهم نزعات عدوانية فرض يمكن قبوله ولا يمكن رفضه لأن قبوله يقتضي ظهور النزعات العدوانية ورفضه يقتض اختفاء النزعات العدوانية، والاختفاء الموقوت لهذه النزعات لا يعني عدم وجودها، فقد تكون تلك النزعات كامنة لا تظهر إلا عندما تستثار.

يقصد بالفرض العلمي أنه حل مقترح لمشكلة البحث، هذا الحل يصوغه الباحث صياغة واضحة دقيقة بحيث لا تعطي أكثر من معنى واحد ولا يتضمن أكثر من علاقة واحدة يمكن اختبار مدى صحته بطريقة إحصائية.

ومكن تعريف الفرض العلمي على أنه تفسير محتمل للعوامل التي يحاول الباحث فهمها، ويمكن اعتبار أن الفرض هو مجرد تعميم مبدئي تظل صحته وصلاحيته موضوع اختبار. (الأستاذ محمود عبد الحليم، د خالد حسن، 2014، ص 284).

والفرضية الإحصائية هي أي عبارة (إفادة، تحمين، تصرح) حول شكل توزيع أو خصائص متغير عشوائي أو أكثر بـ "الفرضية الإحصائة" أو إختصاراً بالفرضية، ومثل هذه الفرضيات يمكن صياغتها على أساس التصورات النظرة أو على أساس المعلومات التي توفرها عينة عشوائية من قيم المتغير أو المتغيرات العشوائية الملاحظة، أو على أساس أبحاث لملاحظات أخرى، ويرمز عادة للفرضية الإحصائية بـ H. (د عبد الحفيظ، محمد فوزي، ص 02).

فمن المفيد وضع فرض مبدئي عن استمع و استمعات مضوع الدراسة هذا الفرض قد يكون غير صحيح، عند اختبار ذلك يقبل إن وجد صحيحا ويرفض إن وجد غير صحيح يصاغ الفرض الإحصائي

على عكس ما نتمنى أن يكون ويصبح بالتالي رفضه هو النتيجة المرجوة، وعند رفضنا للفرض المبدئي لا نرفضه بثقة تامة ولكن نرفضه بدرجة معينة مع احتمال خطأ في أن نرفض قبول الفرض بينهما هو صحيح. احتمال الخطأ (α) في رفض الفرض المبدئي بنمهما هو صحيح يعبر عنه بمستوى المعنوية.

فعلى سبيل المثال إذا أردنا أن نقرر ما إذا كانت طريقة تدريس معينة أفضل من طريقة أخرى فإننا نصيغ الفرض الإحصائي كالتالي: لا يوجد اختلاف بين الطريقتين، ويكون رجاؤنا أن نرفض أن يكون بالفعل هناك اختلاف بين الطريقتين، ويسمى هذا الفرض بالفرض الصفري أو فرض العدم Null hypothesis ويرمز له H_0 والفرض البدل Alternative Hypothesis: وهو أي فرض آخر يختلف عن الفرض الصفري، ويرمز له عادة بالرمز H_1، وواضح أن قبول الفرض المبدئي يعني رفض الفرض البديل والعكس صحيح H_1.

أ- نشأة الفروض:

أما فيما يتصل بنشأة الفروض، فإن هذه تقوم على عوامل خارجية وأخرى باطنة، أما العوامل الخارجية فأولها أن بدأ الإنسان من واقعة ملاحظة ف التجربة الجزئية، ويفكر فيها، وابتداء من هذه الواقعة يحاول أن يفترض ما عسى أن يكون القانون الذي تخضع له هـ وأمثالها، وقد رأينا عند كلامنا عن قانون سقوط الأجسام عند جليلو، كيف أنه ابتدأ من ظاهرة أو واقعة بسيطة مشاهدة، هي ازدياد الإسراع كلما اقترب الجسم من الأرض، فأدى به هذا الذي شاهده إلى افتراض قانون مكن أن تسير عليه الأجسام في سقوطها.

وثانيا: قد تنشأ الفروض من مجرد الصدفة، فكثيراً ما يقع الإنسان على ظواهر تهديه إلى وضع فرض، دون أن يكون قد قصد إلى ذلك فعلا، ونحن نعرف مثلا ما حدث بالنسبة غلى نيوتن، وما حدث أيضا بالنسبة إلى جاليلو، ففي كل هذه الأحوال المختلفة وصل العالم عن طريق المصادفة البحث إلى فرض الفروض. (عبد الرحمن بدوي، ص 146).

وثالثا: قد يدعونا إلى افتراض الفروض مجرد إجراء تجارب للرؤية، كما حدّدنا هذا اللفظ من قبل، فبإجراء كثير من التجارب، وبالتعديل في هذه التجارب قد المستطاع، وبتنويع الأحوال المختلفة الت تجري فيها هذه التجارب، دون أن نكون مسوقين بفرض معين، نستطيع أحياناً أن نصل إلى وضع قروض قد تتحقق فيما بعد، فمثلا حينما بحث كلود برنار في مادة الكورار Curare –وهي مادة كان من المعروف أنها سامة وقاتلة، ولكن لم يكن معروفا لماذا هي قاتلة، والكيفية التي بها تقتل- أنشأ عدة تجارب، بأن

حقن كثيراً من الحيوانات بهذه المادة، ثم كشف عن الأحوال التي يتم فيها موتها، فوجد أن هذه المادة تقتل الأجسام الحية، بشل الأعصاب المحركة، وكذلك الحال أيضا في التجارب التي قام بها روبرت كوخ R.Koch مثلا، فقد أقام عدة تجارب على فئران، من أجل معرفة تأثير بعض العصيات Bacille أو (البلات) وبواسطة هذه التجارب المتعددة استطاع أن يعرف الأصل في مرض الكوليرا والأحوال الت يتم فيها حدوثه. (عبد الرحمن بدوي، ص 147).

تصاغ الفروض العلمية في حالة توفر جزءا من المعلومة وفقدان جزء آخر منها، ولذا فالفرض هو تخمين مبدئي يتضمن متغيرين أو أكثر وشر إلى نتيجة في دائرة الممكن المتوقع وغير المتوقع.

وفي صياغة لفروض بحثه نحن نتفق مع الفيلسوف ديكارت الذي يرى أن لا يغفل الباحث عن الآتي:

1. يجب أن يكون في كل فرض شيء مجهول، وإلا لكان البحث عبثا ليس إلا. فلو كان كل ما في الفرض معلوما لما كان هناك داع لإجراء البحث.

2. يجب أن يتحدد هذا المجهول على نحو ما وإلا لن نستطيع التوجه إليه، دون غيره بالبحث والتفحص، مما يستوجب صياغة الفروض أو التساؤلات صياغات احتمالية غير قطعية وفقا لدائرة الممكن المتوقع وغير المتوقع.

3. هذا المجهول لا يمكن أن يتعين إلا بواسطة شيء معلوم، حتى لا تكون الفروض فاقدة للسند الموضوعي لها على أرض الواقع.

وإلى جانب ما تم ذكره، يجب أن لا يغفل الباحث في صياغة فروض بحثه عن الآتي:

1. ينبغي أن لا تصاغ الفروض على إثبات المثبت، كأن يحدد الباحث فروضه على الرق في الإسلام، فهذا ألأمر نتائجه معروفة مسبقا ولن صل الباحث فيه إلى الجديد ما لم يربط ذلك بمتغيرات أخرى تابعة ولتكن ذات علاقة بدن غير الإسلام، فالفروض في أساسها تصاغ لإثبات ما لم يسبق إثباته من قبل.

ب-الفروق بين الفرض والإفتراض:

الفرض:

- **الفرض يؤسس على الواقع:** الفرض يؤسس كما سبق تبيانه على معرفة جزءا من الحقيقة ويبحث عن الجزء المفقود منها.

- الفرض لا يكون إلا عن واقع تدعمه الشواهد: الفرض العلمي أمر واقع لا مناص منه،وذلك بتوفر جزءا من الحقيقة شاهدا بين يدي الباحث وفقدان جزءا منها.
- الفرض يطلق على ما لا يستغنى عنه أو ما لا يجوز تركه.
- الفرض صياغة احتمالية لوقوع في دائرة الممكن المتوقع.
- الفرض هو تصور لأمر ما أو فكرة أو قضية ما ووضعها أمام التفحص والتتبع والتقصي الدقيق لمعرفة صدقها أو خطئها أو استحالة وقوعها، وإن وقعت فما هو المترتب عليها سلبيا أو إجابيا.
- الفروض قابلة للإستبدال في حالة رفضها و إثبات عدم صحتها.
- الفرض قضية مصاغة في متغيرات يستدل بها على الجدد المفيد.
- الفرض يرتبط بالموضوع ولا يصوغه إلا باحث.

الإفتراض:

- الإفتراض لا يؤسس على الحقيقة، بل هو مجرد افتراض.
- الإفتراض لا دليل له على أرض الواقع ولهذا يصاغ كمثال لأجل التفسير أو لتبيان وجهات النظر.
- الافتراض لا يحمل الباحث أي عبئا بحثي ولذا فهو كوحدة واحدة لم يقع شيئا منه ولكن لمجرد الافتراض.
- الافتراض يجول في عالم الخيال.
- الافتراض هو ما يستغنى عنه ولا يؤثر على مشكلة البحث ولذا فهو يطلق على ما يترك.
- الافتراض ضرب مثال.
- الافتراض متغيراته لا تصاغ على قضايا بقدر ما تصاغ على معطيات مجرة في ذهن مفترضها.
- الافتراض لا يؤدي إلى إضافة الجديد، ولكنه صوغ تكراري تردد على الألسن.
- الافتراض يرتبط بالأنا وكل إنسان مكن أن يصوغه كما يتراء له. (أ د حسين، ص 39-40).

2- صياغة الفروض:

إن الاختبار الإحصائي لفرض ما هو مجموعة من القواعد تمكننا من قبول أو رفض هذا الفرض، ومقدار ثقتنا في القرار المتخذ بالرفض أو القبول يسمى درجة الثقة، كما أن مقدار عدم الثقة يسمى مستوى المعنوية.

إن المواقف التي نكون فيها بصدد اتخاذ قرار ما هـ مواقف كثيرة ومتعددة وما المثال السابق إلا واحد من هذه المواقف، فمثلا قد يكون من المطلوب بناء على بيانات عينة أن نقرر ما إذا كان دواء جديد له تأثير فعال ومفيد في علاج مرض معين أو إذا كانت طريقة معينة لتدريب العمال تؤدي إلى رفع كفاءتهم الإنتاجية أو مدى تأثير السمنة على حياة الإنسان أو مدى تأثير التدخين في زيادة احتمال الإصابة بمرض السرطان أو غير ذلك، ولكن في كل حالة يكون مطلوب منا تنفيذ ثلاث خطوات هي:

أ- صياغة الفرض الإحصائي.

ب- إجراء الاختبار الإحصائي بأسلوب معين.

ج- اتخاذ القرار إما بقبول أو رفض الفرض وذلك بدرجة ثقة معينة.

من المثال يمكننا التعرف على معنى كل من المفاهيم التالية:

أ- الفرض الإحصائي.

ب- اختبار الفرض الإحصائي.

ج- درجة الثقة.

د-مستوى المعنوية.

إن إدعاء منتج النوع الجديد من الآلات بأن متوسط عدد الوحدات التي تعبئها الآلة من هذا النوع الأكبر من متوسط عدد الوحدات للنوع الأول، هذا الإدعاء يسمى فرضا إحصائيا لأنه يفترض أن متوسط عدد الوحدات للآلة من النوع الجديد أكبر من 150 وحدة وهو متوسط العدد للآلة من النوع الأول كما أن الأسلوب أو الطريقة التي بواسطتها يستطيع مدير المصنع الحكم على صحة هذا الفرض تسمى بالإختبار الإحصائي للفرض. (د جلال، د عبد الحمد، 1982، ص 162).

تحتوي البيانات الإحصائية على المعلومات الموجودة فعلا أما الفروض فتتناول ما توقع الباحث وجوده، والفرض العلمي يتسم بالجدة وافتراض علاقات محتملة بين المتغيرات التي تتضمنها مشكلة البحث، أما البيانات الإحصائية فتعتبر الأدوات التي تساعد الباحث على اختبار الفروض وإثبات درجة احتمالها ووجودها في الواقع وتوجد عدة طرق لصياغة الفروض منها مايلي:

1. فروض موجهة تبحث علاقات طردية أو علاقات عكسية أو فروق جوهرية بين المتغيرات.
2. فروض غير موجهة مثل الفروض التساؤلية أو الفروض الصفرية.

والفرض الصفري ينص على عدم وجود العلاقات الجوهرية بن المتغيرات أو عدم وجود الفروق ذات الدلالة الإحصائية بين متوسطي درجات المجموعة الأولى والمجموعة الثانية (أي أن س1=س2). (د/الأستاذ محمود عبد الحليم، د/ خالد حسن، 2014، ص 284).

3- أنواع الفروض العلمية

يختصر الدكتور خالد حسن الشريف، والأستاذ الدكتور محمود عبد الحليم حسن أنواع الفروض فيمايلي:

أ- الفروض الاستقرائية Inductive Hypotheses:

في هذه الحالة يقوم الباحث بصياغة فروض بحثه فروض بحثه على هيئة تعميمات للعلاقات الملحوظة بن المتغيرات، أي أن الباحث يقوم بملاحظة السلوك والأنماط والعلاقات المحتملة، ثم يفترض توضيحات لهذه الملحوظات، وبالطبع فإن عملية الاستدلال. ينبغي أن تكون مواكبة لدراسة البحوث السابقة لتحديد النتائج التي توصل إليها الباحثون الآخرون في اختبار مثل هذا الفرض والطريقة الاستقرائية تفيد الباحث من الناحية العلمية، فالباحث يلاحظ سلوك المفحوصين الذين يمثلون أفراد عينة بحثه ويحاول بعد ذلك استقراء المعلومات ومحاولا صياغة تعميمات يحاول بواسطتها توضيح العلاقات التي تمت ملاحظتها.

ب- الفروض الاستنباطية Deductive Hypotheses:

الفروض التي تشتق من بعض التعميمات المرتبطة بالعلاقات أو التي تستنبط من الإطار النظري للبحث تتميز بأنها يمكن أن تؤدي إلى تعميمات أكثر للمعلومات، فالفرض الذي يشتق من نظرية يعرف بالفرض الاستنباطي، وهذا النوع من الفروض تم صياغته في ضوء استقراء بعض الحالات الضرورية والخروج منها ببعض فروضا علمية، ومثل هذه الفروض يمكن صياغتها من خلال الخبرات المباشرة للباحثين الناتجة عن احتكاكهم بالمواقف المتباينة، ولأن مثل هذه الفروض تصاغ من خبرات خاصة في أماكن محددة فإنها تفيد في حل بعض المشكلات المعينة وعلى نطاق ضيق ولكنها قد تقود إلى سلسلة من الاستنتاجات المفيدة والتي تصلح لتفسير الظواهر بدرجة محددة.

اختبار صحة الفروض العلمية:

ينبغي على الباحث أن ختار الطرق الإحصائية المناسبة لإختيار كل فرض من فروض البحث، ونعتمد الطريقة الإحصائية على نوع الفرض العلمي، فالطريقة الإحصائية التي تستخدم لإختبار الفرض الذي بحث علاقة بين متغيرين تختلف عن طريقة الإحصائية التي تستخدم لاختبار الفرض الذي يبحث الفرق

بين مجموعتين من الأفراد في متغير معين، كالمقارنة في مفهوم الذات عند مجموعتين من الأطفال والمراهقين مثلا، فالنوع الأول من الفروض الذي بحث العلاقات بين المتغيرات يمكن للباحث أن يختبره إحصائيا باستخدام أي طريقة من طرق حساب معامل الارتباط حسب نوع البيانات وحسب الهدف من البحث، والنوع الثاني من الفروض الذي يبحث الفروق بين المجموعات في متغير من المتغيرات يمكن للباحث أن يختبره إحصائيا عن طريق استخدام معادلة النسبة الحرجة المناسبة أو معادلة اختبار "ت" المناسبة حسب طبيعة البحث وطبيعة العينة وخصائصها. (أ د محمود، د خالد، 2014، ص 286).

الفرضية البسيطة والفرضية المركبة:

يمكن وصف الفرضيات الإحصائية حسب تعينها التام أو غر التام (الجزئي) للتوزيع الإحتمالي للمتغير العشوائي الملاحظ للتوزيعات الإحتمالية للمتغيرات العشوائية الملاحظة إلى نوعين هما بسيطة ومركبة.

أ- الفرضية البسيطة:

تدعى كل فرضية إحصائية تعين تماما التوزيع الإحتمال للمتغير العشوائي الملاحظ (أو التوزيعات الإحتمالية للمتغيرات العشوائية الملاحظة).

ب- الفرضية المركبة:

تدعى كل فرضية إحصائية لا تعين تماما التوزيع الإحتمالي للمتغير العشوائي الملاحظ، (أو التوزيعات الإحتمالية للمتغيرات العشوائية الملاحظ) بالمركبة.

فرضية العدم والفرضية البديلة:

إذا صيغت فرضية حول توزيع أو خصائص متغير عشوائي (أو عدة متغيرات عشوائية) بهدف اختبار صحتها، فتدعى عادة بفرضية العدم، ويرمز لها H_0، كما تدعى ف بعض الأدبيات الإحصائية بالفرضية الصفرية أو الأساسية، وعادة قوم الباحثون في مختلف الميادين بصياغة فرضية العدم ومهمة الإحصائي تكمن في مساعدتهم ف اختيار فرضية العدم المناسبة، واتخاذ القرار بقبول أو رفض تلك الفرضية، إذن فرضية العدم هي الفرضية التي سيتم اختبارها.

وعادة إلى جانب فرضية العدم تصاغ فرضية أخرى تسمى الفرضية البديلة ويرمز لها H_1.

وتقبل الفرضية H_1 في حالة رفض الفرضية H_0 نتجة الاختبار أي يتم اختبار فرضية العدم H_0 ضد الفرضية البديلة H_1.

بحث رفض الفرضية H_0 يعني قبول الفرضية H_1. والعكس صحيح.

وفي حالات عدة تكون الفرضية البديلة H_1 عبارة (H_0 غير صحيحة).

ونشير هنا إلى أن فرضية العدم H_0 يمكن أن تكون بسيطة أو مركبة وكذلك H_1. (عبد الحفيظ مصطفى، 2015، ص 4-5).

فالفرضية الصفرية هي الفرضية حول معلمة المجتمع التي نجري اختبار عليها باستخدام بيانات من عينة والتي تشير أن الفرق بين معلمة المجتمع والإحصائي من العينة ناتج عن الصدفة ولا فرق حقيقي بينهما أو ليس هنا كتأثير. وهي الفرضية التي ننطلق منها ونرفضها عندما تتوفر دلائل على عدم صحتها، وخلاف ذلك نقبلها وتعني كلمة Nul إنه لا يوجد فرق بين معلمة المجتمع والقيمة المدعاة. (إحصائية العينة)

الفرضية البديلة هي الفرضية التي يضعها الباحث كبديل عن فرضية العدم ونقبلها عندما نرفض فرضية العدم باعتبارها ليس تصحيحة بناء على المعلومات المستقاة من العينة.

عندما نقبل الفرضية الصفرية (فرضية العدم) فإننا نقبلها بنسبة دقة 90% أو 95% أو 99% أو غير ذلك وتسمى مستويات الدلالة أو الثقة Significance Levels أي يوجد نسبة خطأ معين في قبولنا للفرضية المبدئية بمعنى أننا نقبل صحة الفرضية الصفرية وهي خاطئة وهذا الخطأ ويسمى مستوى المعنوية، أي إذا كان مستوى الثقة $95\%\alpha - 1$ فإن مستوى المعنوية α تساوي 5% وهي عبارة عن مساحة المنطقة التي تقع تحت منحنى التوزيع والتي تمثل منطقة الرفض، وتكون إما عبى صورة ذيل واحد جهة اليمين أو اليسار أو ذيلين متساويين في المساحة واحدة جهة اليمين والثاني جهة اليسار.

4- خصائص الفروض:

ينبغي أن يتوفر في الفرض العلمي الشروط التالية:

- أن يكون لكل فرض إجابة صحيحة واحدة ولا يحتمل أكثر من إجابة واحدة.
- أن يكون الفرض العلمي بسيطا في صياغته وأن قدم أبسط حل للمشكلة.
- ينبغ ألا تعارض الفرض مع الحقائق التي تم التوصل إليها عن طريق البحث العلمي.
- أن كون للفرض قوة تفسيرية.
- أن يوضح الفرض علاقة بن متغيرين أو أكثر.

– أن يكون الفرض العلمي واضح الصياغة ومحدود المعنى.

– أن يصاغ الفرض بطرقة تسمح باختباره إحصائيا أو بطريقة تمكن الباحث من قياس احتمال وجود في الواقع.

– يجب أن يكون الفرض العلمي مبنيا على معلومات أو إطار نظري يستمد منه أحد جوانبه.

– يجب أن يتناول الفرض العلمي علاقة محدودة بن متغيرين بحيث يمكن ملاحظة هذه العلاقة وقياسها (أ/ محمود، د/ خالد، 2014، ص 284)

أهمية الفروض:

مع أن الفروض لم تكن مسلمات إلا أنها تتضمن دلائل علمية وتفاسير للموضوع تبرهن عن اهتمامات وقدرات جادة في البحث العلمي المنظم ومن أهمية الفروض الآتي:

1. إنها القاعدة الأساسية لتحديد أبعاد البحث والتي يعتمد عليها الباحث في تفاسيره وتحاليله العلمية، والتي يبنى عليها البحث بشكله النهائي.
2. تعتبر الفروض المرشد الأساسي للباحث تجاه المنهج والأدوات أو الوسائل التي ينبغي استخدامها في الميدان أو المعمل، الذي يمكن أن يختاره ويساعده على تحقيق أهدافه.
3. تعتبر الفروض عن وضوح البحث في ذهن الباحث وتشير غلى فهم متغيراته.
4. وضوح الفروض في ذهن الباحث دليل على وضوح أهداف بحثه.
5. تشكل الفروض وحدة البحث وترابطه العلمي والمنطقي وعدم تشتته.
6. تبين الفروض اتجاهات البحث والباحث والتي تتضح بشكل نهائي عند إتمام البحث بصورته الشاملة.
7. تربط الفروض المبادئ بالأهداف، من خلال ربطها المعطيات بالنتائج.
8. تستمد الفروض من أهداف البحث التي تم استمدادها هي الأخرى من مشكلة البحث.
9. تعد الفروض هي المستوعب لفلسفة البحث والمحققة لأهدافه.

مصادر الفروض:

تعددت مصادر الفروض نتيجة تأثرها بالمناهل التي تؤخذ منها ومن هذه المصادر الآتية:

1. ولهذا فالفرض لا يصاغ للمثبت، بل يصاغ لما يود إثباته، وإذا ما تم الإثبات، وتحثث التجريب والمنفعة رسخت القوانين، وبنيت النظريات وصيغت المناهج التي بها تفكك المعلومة أو تركب.

2. ينبغي أن تصاغ جميع الفروض على قاعدة (أن لكل مشكلة حل في دائرة الممكن المتوقع وغير المتوقع)، وإذا لم ينطلق الباحث من هذه القاعدة فلا يمكنه صياغة فروض خاصة بالموضوع، ولن يتحفز لتحقيق أهداف وبلوغ نتائج أو التمكن من اكتشاف القوانين والنظريات التي تمد بالتحديد المفيد والنافع.

وعليه فالفرض دائما في حاجة لمن يعمل على إثباته أو نفيه أو بطلانه ولهذا فهو دائما في دائرة الممكن.

لذا يعتبر الفرض تخمينا مبدئيا يستدل به الباحث على إيجاد علاقة بين متغيرين أو أكثر، ولا يعد الفرض حكما على الإطلاق إلا بعد إثباته، ولذلك الأشياء المثبتة لا داعي لصياغتها في شكل فروض، لأن الأشياء المثبتة عن حقائق مثبتة، والحقيقة الظاهرة لاشك فيها، وبالتالي إخضاع المثبت للفرض يعني الشك فيه مع أنه حقيقة ماثلة أمام المشاهدة والملاحظة، فإذا افترض أحد الباحث العرب أن هذا الشكل (.) هو نقطة، هذا يعني أنه يشك أن تكون نقطة نتيجة وضعه لها في فرض احتمالي، ولكن لأن النقطة لم تكن موضوع شك لأنها مثبتة بمثولها أمام أنظارنا، وسبق وأن استعملت ولا زالت تستعمل في تمييز الحروف من قبل القراء والكتاب فإن إخضاعها للفرض لن يهز الثقة فيها لأنها مثبتة، ولذلك لا ينبغي أن نخضع المثبت للإحتمال الفرضي، بل الفروض ينبغي أن تكون احتمالية الحدوث في دائرة الممكن، ولا تكون قطعية الإثبات (لا شك فيها) فإذا أفترض أحد أن الله هو الذي لم يخضع للمشاهدة. فهل يستطيع هذا الباحث إثبات عكس ذلك؟ إنه لن يستطيع، فالله حقيقة لن يخضع للمشاهدة إنه المدرك بالوجود إدراكا تاما فهو الذي يحي ويميت وهو الذي يرانا وهو الذي يرانا ولا نراه وهو بما نعمل بصير، مصداقا لقوله تعالى: ﴿والله يحي ويميت والله بما تعملون بصير﴾ ولذا وفقا لقاعدة الخالق والمخلوق لا يرى المخلوق خالقه أي أن ﴿الخالق يرى ما خلق والمخلوق لا يرى خالقه﴾ سبحانه وتعالى هو الله المثبت برؤيته لنا، ولأعمالنا (والله بما تعلمون بصير)، إنه الواحد الذي يعلم ونحن الكثرة التي لا تعلم ما لا يعلمه الواحد ﴿والله يعلم وأنتم لا تعلمون﴾.

بناء على ما تقدم لا ينبغي أن تكون الفروض (قطعية) بل ينبغي أن تكون (احتمالية في دائرة الممكن المتوقع وغير المتوقع) وذلك لأن القطعي مثبت أما الشكي فمحتمل.

وتتضمن الفروض في محتواها قرارا مبدئيا لحل مشكلة أو محاولة لحلها أو إيجاد ومعالجات لمعضلة من المعضلات التي تعيق العلاقات الاجتماعية أو تعيق الإنتاج أو الإدارة أو المهنة والحرفة أو تحول بين المرء وتكيفه أو توافقه الاجتماعي والنفسي أو لتحسين وتجويد تقنية من التقنيات وغيرها كثير، ولهذا

تعتبر الفروض مهمة للبحث كأهمية العمود الفقري لجسم الإنسان من خلال انتظام البحث في فروضه الذي يشابه انتظام الجسم والتفافه على عموده الفقري.

الفروض العلمية هي التي تحمل أبعاد الموضوع فيها، وتعتبر مبدئيا له (للموضوع أو للظاهرة قيد البحث) أي أنها تحمل مضامين التفسير فيها من خلال تحليل علاقاتها ومستهدفاتها لكي يتم التأكد من إيجابية الإثبات أو سلبيته أو بطلان وتبيانها للآخرين لأجل أن يعرفوا أهميتها وأهمية الفروض في تجميع المعلومات وتحليلها وتشخيص الحالات وبلوغ النتائج وتفسيرها، وذلك بالوقوف عن وعي على حقائق كانت مجرد افتراضات.

الفرض العلمي هو الذي تكون من ورائه حكمة حتى تكون له دلالة ومهنى، ويكون له بعدا علميا ومنهجيا، ويحقق نتائج تهم الذين أجرى البحث من أجلهم.

ولأن الفروض احتمالية قد تصدق تخميناتها وقد لا تصدق، وبالتالي لا يعد العمل بها إلا في ضوء ما تحققه من نتائج، ولهذا يعتبر العمل بها مشروعا مبدئيا يقرره الباحث، ويصوغه بوضوح لكي يتمكن من تتبع خطوات منهجية منظمة تمكنه من إثباته.

ومع أن للفروض أهمية كبرى تجعل الباحث ينتهج طريقا بحثيا عن وعيا وانتباه وتنظيم رفيع في أفكاره وتسلسلها العلمي والمنطقي، إلا أنه ليس بالضرورة أن يكون لكل بحث من البحوث العلمية فروضا، فإذا طلب منا القيام ببحث للتعرف على المراحل التي تمر بها أسعار السوق للمنتجات المحلية فإن ذلك لا يتطلب بالضرورة وضع فروض والتأكد منها، وهكذا في مجال البحوث الاستطلاعية والبحوث المسحية البسيطة.

توضع الفروض للتأكد من العلل والأسباب التي تكون وراء الظاهرة (قيد البحث) للوضوئل إلى معرفة الحقائق والعمل على تفسير نتائجها، واستنباط الحلول المناسبة لها.

وبما ان الفروض تتضمن في محتواها متغيرات، فإن المتغير الواحد قد يأخذ قيما مختلفة، ويمكن ملاحظة التغيرات التي تطرأ على قيمه أو السلوك المستهدف منه، وقد يأخذ المتغير الواحد قيمتين فقط كالنوع مثلا (ذكر أو أنثى). وحيث أن المتغيرات ألفاظ ورموز ذات دلالة بما تتضمنه من معاني ومعارف فتكون الفروض هي العلاقة بين المتغيرات المستقلة والتابعة والدخيلة والمتداخلة في مشكلة البحث أو إشكاليته.

فإذا افترضنا أنه: (كلما ارتفع المستوى الثقافي، تحسن المستوى الصحي).

شروط الفروض:

حتى لا يحدث الخلط ما هو علمي وبين ما هو غير علمي ينبغي أن تراعي اشتراطات العلم عند صياغة الأبحاث للفروض ومن أهم هذه الاشتراطات الآتي:

1. ألا يكون الفرض متعارضا مع القوانين الطبيعية والمسلمات البديهية التي يحتكم الناس إليها.
2. أن تكون الفروض قابلة للإثبات من خلال تقصي معطياتها وتحليلها وتفسير نتائجها وألا تكون خيالية غير قابلة للقياس والتأكد العلمي.
3. أن تكون واضحة اللغة والمدلول والمصطلح والمفهوم، ولا لبس فيها حتى لا يصاحبها الغموض.
4. أن تصاغ بإيجاز، وتكون لها دلالة فالقضايا العلمية لا تتطلب الحشو والتعبير الزائد الذي بأسبابه يضيع الوقت والجهد مع فقدان الفائدة من ورائها.
5. أن ترتبط الفروض بما سبقها من معارف سواء لإثباتها أو لنفيها وعرض البديل أو الجديد عنها فالعلم قوانين ونظريات مما يستوجب الانتباه إليها حتى لا يقع الباحث في منزلقات خاطئة.
6. ألا تكون الفروض متناقضة من اجل الوصول إلى أهداف واضحة ومحددة.
7. يفضل ألا يقتصر الباحث على فرض واحد فكلما كان أمام الباحث عددا من الفروض الموضوعية كلما فتح مجال البحث أمامه.
8. كثرة الفروض قد تجعل البحث مشتتا وتميل به عن التمركز على متغيرات البحث ذات العلاقة. (أ.د حسين، ص 40).

اختبار الفرضيات الإحصائية:Testing Statistical Hypothesis

إن إتخاذ قرار حول ما إذا كانت الفرضية الصفرية مقبولة أم مرفوضة يتم عن طريق إختبار إحصائي.

الإختبار الإحصائي Statistical Test: هو متغير عشوائي ذو توزيع إحتمالي يصف العلاقة بين القيم النظرية للمعلم والقيم المحسوبة من العينة، ويتم إتخاذ القرار المتعلق بقبول أو رفض الفرضية الصفرية، ويعد مقارنة قيمة الإختبار الإحصائي المحسوبة من العينة مع قيمته الحرجة المستخرجة من جداول خاصة لتتمكن من إتخاذ القرار.

وعلى أي حال فإن قبول الفرضية الصفرية لا يعني بالضرورة أنها صحيحة إذا أن يكون ناتجا عن عدم وجود أدلة كافية من بيانات العينة لرفضها، ولهذا فإن التعبير الأصح في هذه الحالة هو القول بـ "الفشل في رفض الفرضية" وليس "قبول الفرضية الصفرية".

كما أن رفضها لا يعني أنها خاطئة بل يعني أن ألإحصائي كان بعيدا عن المعلم المناظر له في المجتمع.

مفاهيم أساسية في فحص الفرضيات Basic Conecepts in Hypothesis Testing

لنتذكر أننا في فحص الفرضيات نقوم بتوظيف إختبار إحصائي لفحص فرضية صفرية (هي في حقيقة ألمر إما أن تكون صحيحة وإما أن تكون خاطئة) من أجل أن نصل غلى قرار برفضها أو الفشل في رفضها (قبولها تجاوزا), وعليه فإننا في هذا السياق نكون في واحدة من الحالات الأربعة التالية:

		الفرضية الصفرية	
		صحيحة	خاطئة
القرار	رفض	خطأ من النوع الأول	قرار صائب
	قبول	قرار صائب	خطأ من النوع الثاني

الخطأ من النوع الأول والخطأ من النوع الثاني Type One and Type Two Errors يظهر نوعان من الخطأ عند اتخاذ القرار حول الفرضية الصفرية:

- الخطأ من النوع الأول Type One Error: إتخاذ قرار برفض الفرضية الصفرية وهي في حقيقة ألأمر صحيحة، وهذا قرار خاطئ نكون قد وقعنا فيه.
- الخطأ من النوع الثاني Tow Type Eorror: إتخاذ قرار بقبول الفرضية الصفرية وهي في حقيقة الأمر خاطئة، وهذا قرار خاطئ نكون قد وقعنا فيه.
- إتخاذ قرار برفض الفرضية الصفرية في حقيقة الأمر خاطئة، وهذا قرار صائب لا عبار عليه.
- إتخاذ قرار بقبول الفرضية الصفرية وهي في حقيقة الأمر صحيحةى، وهذا قرار صائب لا غبار عليه.

مستوى الدلالة وقوة الاختبار Significant Level and Power of Test:

مستوى الدلالة (α) significant Level: الحد الأعلى لاحتمال الوقوع في الخطأ من النوع الأول، وهي تمثل مساحة الرفض تحت منحنى توزيع اختبار الإحصائية، وهي احتمال رفض الفرضية الصفرية عندما تكون صحيحة، وتستخدم القيم 0.10، 0.05، 0.01.

تكون القيمة القصوى لاحتمال ارتكاب الخطأ من النوع الأول (α) وهي مستوى الدلالة الإحصائية وقيمة مستوى الدلالة α يحددها الباحث لنفسه قبل جميع بياناته من عينة الدراسة.

فمثلا $\alpha = 0.05$ تعني إذا تكررت التجربة لعدد كبير جداً فمن المحتمل أن نرفض فرضية صفرية وهي في الواقع صحيحة 5 مرات في كل 100 مرة، وأن الاستنتاج يكون سليما وصائبا بثقة 95%، تكون القيمة القصوى لاحتمال ارتكاب الخطأ من النوع الثاني (β).

هناك علاقة بين α، β فزيادة أحدهما يرافقها نقصان الآخر ولكن ليس بنفس المقدار.

- مستوى الثقة $= 1 - \alpha$
- قوة الاختبار $(1 - \beta)$ Power of the Test

قدرة الاختبار على رفض الفرضية الصفرية عندما تكون في حقيقة الأمر خاطئة.

$1-\beta$Power of the Test=

يمكن أن تعين حدا حرجا للرفض أو القبول للفرضية الصفرية مع الأخذ بالحسبان الفرضية البديلة.

كلما كبرت β يضعف الاختبار، وأن تصغير β يحتاج لتكبير α.

اتخاذ قرارات لاحقة على أساس الدلالة الإحصائية قضية جدلية عند الإحصائيين، فالبعض يرى أن اختبارات الدلالة الإحصائية أفسدت الأبحاث العلمية، لذلك لابد من التوجه إلى الدلالة العلمية.

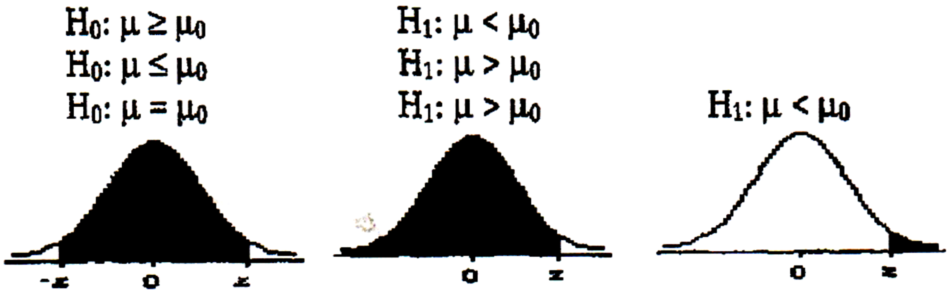
$$\beta = \sqrt{n(\mu - \mu_0)}/\sigma$$

- **العوامل المؤثرة في قوة الاختبار**

1. قوة العينة Sample Size.
2. مستوى الدلالة Level of Significance.
3. علاقة القيمة الحقيقية للمعلم بقيمته في الفرضية الصفرية.
4. كون الاختبار بذيل أو بذيلين One Teil or Two Tail Test.

- **اختبار بذيل أو بذيلين One Teil or Two Tail Test.**

الانحراف عن الفرضية الصفرية باتجاه واحد أو باتجاهين.



القرار بشأن الاختبار Decision Making

- ❖ إذا كانت القيمة المحسوبة تقع في منطقة الرفض أي أنها أكبر من القيمة الجدولية نرفض الفرضية الصفرية H_0.
- ❖ إذا كانت القيمة المحسوبة تقع في منطقة القبول أي أنها أقل من القيمة الجدولية تقبل الفرضية الصفريةH_0 .

خطوات اختبار الفرضيات Hypothesis Testing Steps

1. تحديد نوع توزيع المجتمع.
2. صياغة الفرضيتين الصفرية والبديلة.
3. تحديد مستوى الدلالة (α) المناسب.
4. تحديد الاختبار الإحصائي المناسب لاختبار الفرضية الصفرية.
5. إذا كانت P أقل من α نرفض الفرضية الصفرية وبعكس ذلك نقبل هذه الفرضية.

- إذا كانت الفرضية البديلة متجهة $H_0: \mu = C$

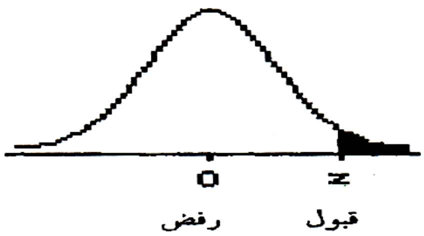
مستوى الدلالة يقسم إلى نصفين بالتساوي على كل من ذيلي توزيع المعاينة وتكون منطقة قبول الفرضية في الوسط ومنطقة رفضها على الذيلين.

- إذا كانت الفرضية البديلة متجهة.

إن منطقة الرفض ستكون إما في الذيل الأيمن أو الأيسر.

إن منطقة الرفض ستكون في الذيل الأيمن $H_1: \mu > C$

إن منطقة الرفض ستكون في الذيل الأيسر $H_1: \mu < C$



(د. نبيل جمعة، 2015، ص 136−137−138−139)

اختبار المعنوية:

الطرق التي تمكننا من قبول الفرض أو رفضه أو تحديد ما إذا كانت العينات المشاهدة تختلف معنويًا عن النتائج المتوقعة تسمى باختبارات المعنوية أو اختبارات الفروض. ومستوى المعنوية يحدده الباحث لنفسه في بداية بحثه ويتوقف على طبيعة البحث وعلى مدى تقبل الباحث للمخاطرة المحتملة في رفض الفرض المبدئي بينما قد يكون الفرض صحيحًا (أكثر مستويات المعنوية استخداما في البحوث هما0.05، 0.01).

الخطأ من النوع الأول والخطأ من النوع الثاني:

عند اتخاذ قرار بقبول أو رفض الفرض الإحصائي فهناك احتمال للوقوع في أحد نوعين من الأخطاء:

- خطأ من النوع الأول رفض الفرض في حين أنه صحيح وكان يجب قبوله. •
- خطأ من النوع الثاني قبول الفرض في حين أنه غير صحيح وكان يجب رفضه.

ولكي تكون اختبارات الفروض (قواعد اتخاذ القرار) جيد يجب أن تصمم القرارات بحيث تؤدي إلى التقليل من هذه الأخطاء بقدر الإمكان وقد يكون هذا ممكنًا وقد لا يكون ممكنًا.

أما الخطأ من النوع الثاني في رمز له بالرمز (بيتاβ):

وهي عبارة عن القيمة القصوى لاحتمال ارتكابه. وهذا الاحتمال لا يحدده الباحث بل يتم حسابه ويعتمد على خمسة عوامل وهي:

1. القيمة الحقيقية لمعلمة المجتمع.
2. قيمة (α) المختارة
3. نوع الاختبار (ذات ذيل بين أو ذيل واحد).
4. الانحراف المعياري للعينة.
5. حجم العينة.

قوة الاختبارPower Of The Test:

قوة الاختبار هي عبارة عن قدرة الاختبار على رفض الفرضية الصفرية عندما تكون في الحقيقة خاطئة وتساوي:

$$\text{power of test} = (1 - \beta)$$

والخطأ من النوع الأول (إدانة المتهم وهو برئ) أكثر خطورة من الخطأ من النوع الثاني (تبرئة المذنب).

والعلاقة بين النوعين من الخطأ (α، β) علاقة عكسية مع الأخذ بعين الاعتبار ما يلي:

1. لأي قيمة معينة محددة لألفا (α) فان زيادة حجم العينة يؤدي إلى نقصان الخطأ من النوع الثاني (β).

2. عند ثبات حجم العينة عند مستوى معين فان تخفيض قيمة (α) يؤدي إلى زيادة قيمة (β) والعكس صحيح.

3. تخفيض كلا النوعين من الخطأ يمكن أن يتم من خلال زيادة حجم العينة. بالإضافة إلى تطبيق إجراءات سليمة للمعاينة واستخدام طرق صحيحة ودقيقة لجمع البيانات لان ذلك يقلل من أخطاء البيانات والأخطاء العشوائية.

مستوى المعنوية

وهو أكبر احتما ليمكن أن نقبله للوقوع في خطأ من النوع الأول ويرمز له عادة بالرمز α ويحدد دائمًا قبل إجراء الاختبار، ومن الناحية العملية نستخدم عادة مستوى معنوية 0.05 أو 0.01.

ومعنى أن مستوى المعنوية α= 0.05 فهذا يعني أن هناك5 فرض من كل 100 فرصه نرفض فيها الفرض يكون القرار فيها خطأ أو بمعنى آخر أننا سوف نكون واثقين بدرجة 95 % من اتخاذ القرار السليم.

إحصائية الاختبار

هو داله في مفردات العينة المأخوذة من التمتع ، ويكون توزيع هذا الإحصائي محدد تمامًا في حالة صحة فرض العدم .فمثلا إذا كان فرض العدم هو أن متوسط توزيع طبيعي تباينه معلوم هو $H_0 = \mu = \mu_0$ ، حيث μ_0 قيمه معلومة ، فإن المتغير (أو الإحصائي) $z = \frac{\sqrt{n}(\bar{X}-\mu_0)}{\sigma}$ معلومة التوزيع حيث أنه يتبع التوزيع الطبيعي القياسي(0.1) N . وهكذا.

المنطقة الحرجة

عند اختبار فرض من الفروض الإحصائية فإننا نحدد مسبقًا مستوى المعنوية المناسب ،α، وعلى هذا الأساس تتحدد قيم إحصائي الاختبار التي نقبل عندها فرض العدم والقيم التي نرفض الفرض عندها ، أي أننا نقسم مدى إحصائية الاختبار إلى منطقتين ، أحدهم تسمى منطقة رفض الفرض الصفري وتسمى "بالمنطقة الحرجة" واحتمال أن يقع إحصائي الاختبار في هذه المنطقة يساوي α، وعليه فأحيانًا تسمى α بحجم المنطقة الحرجة والتي سبق وأسميناها بمستوى المعنوية .والمنطقة الثانية تسمى بمنطقة قبول الفرض الصفري وبالتالي فإن حجمها يساوي1 −α

الاختبارات من طرف واحد ومن طرفين

عندما نختبر الفرض الصفري $H_0 = \theta = \theta_0$ لأي بارا متر θ . فإن الاختبار يتحدد ما إذا كان من طرف واحد أو من طرفين حسب شكل الفرض البديل H_1، فإذا كان الفرض البديل بالشكل $H_0: \theta \neq \theta_0$ فإننا نقول أن الاختبار من طرفين، وفي هذه الحالة فإن المنطقة الحرجة تقسم إلى جزأين أحدهم في أقصى يمين مدى إحصائية الاختبار والآخر في أقصى اليسار كما هو موضح بالشكل:

بناء على ما سبق تكون الفرضيات كالتالي:

الفرضية الصفرية Null Hypothesis (H0):

1. تتضمن القيمة المفترضة لمعلمة المجتمع.
2. يجب أن تتضمن إشارة التساوي (=).
3. الاختبار يجري للفرضية الصفرية مباشرة.
4. نتيجة الاختبار هي رفض الفرضية الصفرية أو عدم القدرة على رفضها.

الفرضية البديلة alternative Hypothesis (H1):

- يرمز لها (H1 or Ha) وهي النقيض المنطقي للفرضية الصفرية ويكون لها ثلاث حالات :
  - ❖ H1:≠
  - ❖ H1: >
  - ❖ H1: <

هو الاختبار الذي تبين فيه الفرضية البديلة بأن معلمة المجتمع أكبر أو أصغر من معلمة المجتمع المفترضة فإذا وقعت قيمه إحصائي الاختبار المحسوب من العينة في أي من المنطقتين) أقصى اليمين أو أقصى اليسار (فإننا نرفض فرض العدم وأما إذا وقع في منطقة القبول فمعنى ذلك أننا نقبل الفرض الصفري ومن هنا يتبين لنا معنى أن الاختبار من جهتين.

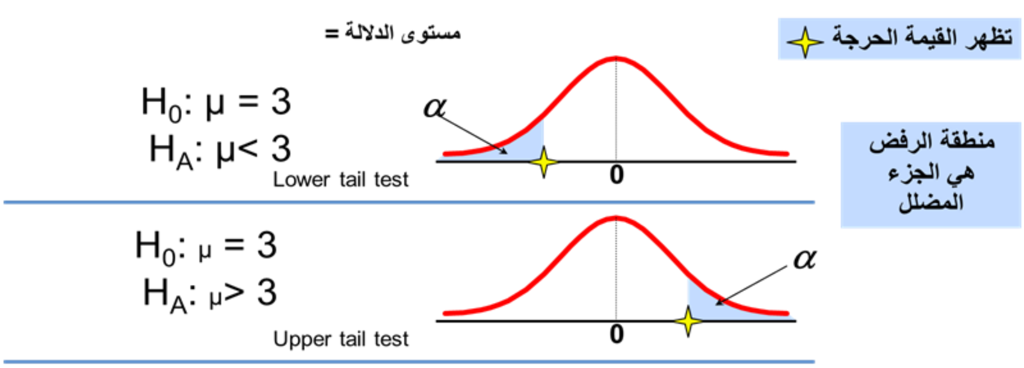
وأما إذا كان الفرض البديل بالشكل $\mathrm{H}_0: \theta > \theta_0$ أو $H_0: \theta < \theta_0$ فإننا نقول إن الاختبار من جهة واحدة يمين أو جهة واحدة يسري على الترتيب.

فمن الحالة الأولى $(\mathrm{H}_0: \theta > \theta_0)$ تكون المنطقة الحرجة في أقصى يمين مدى إحصائي الاختبار كما هو مبين بالشكل التالي:

فإذا وقعت قيمه إحصائي الاختبار المحسوب من العينة في المنطقة الحرجة فإننا نرفض فرض العدم معنى ذلك أن ما يعنينا فقط هو السؤال عما إذا كانت قيمةθ أكبر من $_0$ أم لا. فإذا كانت$\theta > \theta_0$ فإننا نرفض الفرض تكون في أقصى يسار مدى إحصائي الاختبار كما هو موضح بالشكل:

فإذا وقعت قيمة إحصائي الاختبار في المنطقة الحرجة في أقصى اليسار فإننا نرفض الفرض الصفري وإلا فنقبله بصرف النظر عما إذا كانت$\theta = \theta_0$ أو أكبر منها.

مستوى الدلالة الإحصائية ومنطقة الرفض من طرف واحد

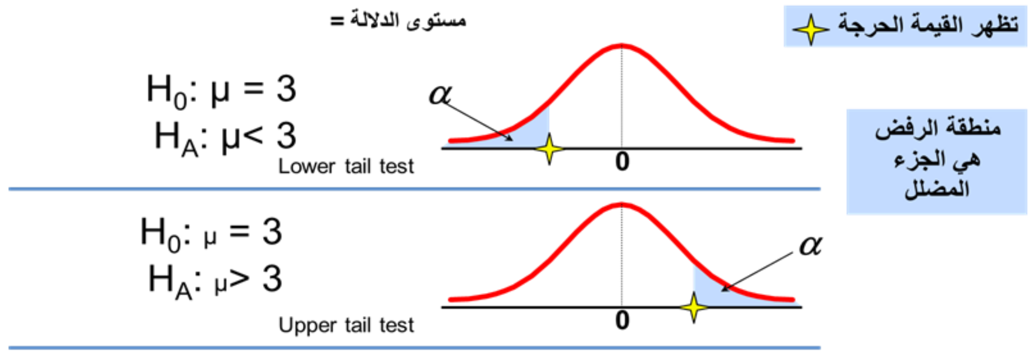


خلاصة:

اختبار الفرضيات من طرفين:

هو الاختبار الذي لا تبين فيه الفرضية البديلة بأن معلمة المجتمع اكبر أو اصغر من معلمة المجتمع المفترضة بل مجرد أنها تختلف.

مستوى الدلالة الإحصائية ومنطقة الرفض من طرفين



وفي اختبار الفروض يمكن أن نرتكب نوعين من الخطأ

الخطأ من النوع الأول Type I error:الخطأ من النوع الأول هو "رفض الفرض العدمي بينما هو صحيح ". أي أنه على الرغم من أن الفرض العدمي في الواقع صحيح وكان من الواجب قبوله فقد تم أخذ قرار خاطئ برفضه. وباختصار شديد فإن الخطأ من النوع الأول هو : " رفض فرض صحيح".

ويرمز له بالرمز α.

الفرضية / القرار	صحيحة (H_0)	خاطئة (H_a)
قبول (H_O)	صواب	خطأ 2 بيتا (B)
رفض (H_O)	خطأ 1 ألفا (α)	صواب

1. فرضية صحيحة نتائج العينة تؤيد صحتها. (قبول صواب)
2. فرضية صحيحة نتائج العينة غير مؤيدة لصحتها. (رفض خطأ) وهذا يعطينا خطأ من النوع الأولألفا (α) ويمكن أن يقلل برفع مستوى الدلالة
3. فرضية خاطئة نتائج تؤيد صحتها (قبول خطأ) وهذا يعطينا خطأ من النوع الثاني بيتا (B) ويمكن أن يقلل بزيادة حجم العينة
4. فرضية خاطئة نتائج غيرمؤيدة صحتها (رفض صواب)

الإختبار الإحصائي وإحصاء الإختبار:

إذا تمت صياغة فرضية العدم H_0من أجل الظاهرة المدروسة، فتمثل الخطوة التالية بصياغة القاعدة التي يمكننا بناءا على نتائج الملاحظات (المعطيات الإحصائية المتوفرة لدينا من عينة مشاهدة) من إتخاذ أحد القرارين "القبول أو الرفض" للفرضية H_0وتدعى القاعدة التي يتم وفقها أو رفض الفرضية المختبرة H_0.

إن دراسة مثل هذه القواعد وبناءها تشكل موضوع نظرية اختبار الفرضيات الإحصائية (عبد الحفيظ، 2015، ص 06).

الاختبارات الإحصائية قد تدور حول معالم المجتمع المجهولة مثل الفروض المتعلقة بالوسط الحسابي، النسبة، التباين، معامل الإرتباط، ... وفي هذه الحالة يطلق على هذه الاختبارات اسم الاختبارات المعلمية (البارامترية).

وقد تكون فروضا لا تتعلق بمعالم المجتمع ولكن تتعلق بأشياء أخرى قد تكون وصفية مثل العلاقة بين التعليم والتدخين، خضوع نتائج معينة لنظرية معينة، العلاقة بين لون العينين ولون الشعر، ... وفي هذه الحالة يسمى الاختبار باسم الاختبار اللامعلمي (اللابارمترية).

فالإحصاء المعلمي: أساليب إحصائية تتطلب افتراضات محددة عن طبيعة التوزيعات الاحتمالية للمجتمع.

أما الإحصاء اللامعلمي: أساليب إحصائية تتطلب افتراضات أقل عن طبيعة التوزيعات الاحتمالية للمجتمع.

مستوى المعنوية Level of Significance

يعتبر مصطلح "مستوى المعنوية" واحدا من أهم المصطلحات المستخدمة في دراسة نظرية اختبارات الفروض. والمقصود بمستوى المعنوية α هو "احتمال حدوث الخطأ من النوع الأول". أو نسبة حدوثه "أي احتمال رفض الفرض العدمي بينما هو صحيح".

وعادة ما يرمز إلى مستوى المعنوية بالرمز اللاتيني ألفا α وأشهر قيمتين لمستوى المعنوية α هما 5%، 1 %، ولكن ليس هناك ما يمنع من أن يأخذ قيما أخرى.

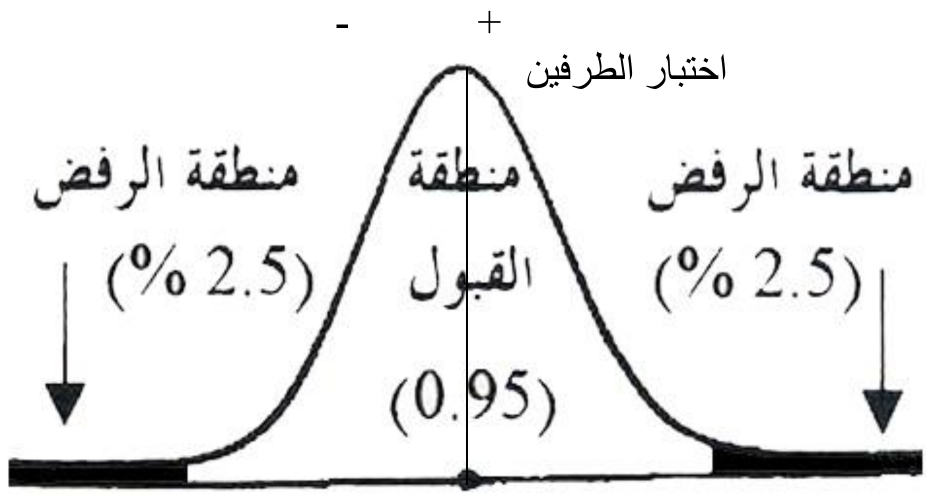
ومن الملاحظات المهمة هنا هو أن "مستوى المعنوية" والذي يسمى أحياناً "مستوى الدلالة" هو المكمل لدرجة الثقة، بمعنى أن مجموعهما يساوي 100% أو واحد صحيح. فإذا كانت درجة الثقة 95% فإن

مستوى المعنوية يساوي 5%. والعكس صحيح فإذا كان مستوى المعنوية 5% فإن هذا يعني أن درجة الثقة 95%.

ولعل من أهم الملاحظات هنا هو استخدام تعبير "مستوى المعنوية" في حالات اختبارات الفروض، بينما يستخدم مصطلح "درجة أو مستوى الثقة" في حالات التقدير.

والفكرة الأساسية في اختبار الفرض هي تقسيم المساحة تحت المنحنى إلى منطقتين: أحداهما تسمى "منطقة القبول" أي منطقة قبول الفرض العدمي. والأخرى تسمى "منطقة الرفض" أي منطقة رفض الفرض العدمي والتي تسمى أحيانا " بالمنطقة الحرجة Critical region ".

والنقطة الجديرة بالملاحظة هنا هي أن منطقة القبول تمثل درجة الثقة، بينما تمثل منطقة الرفض مستوى المعنوية.

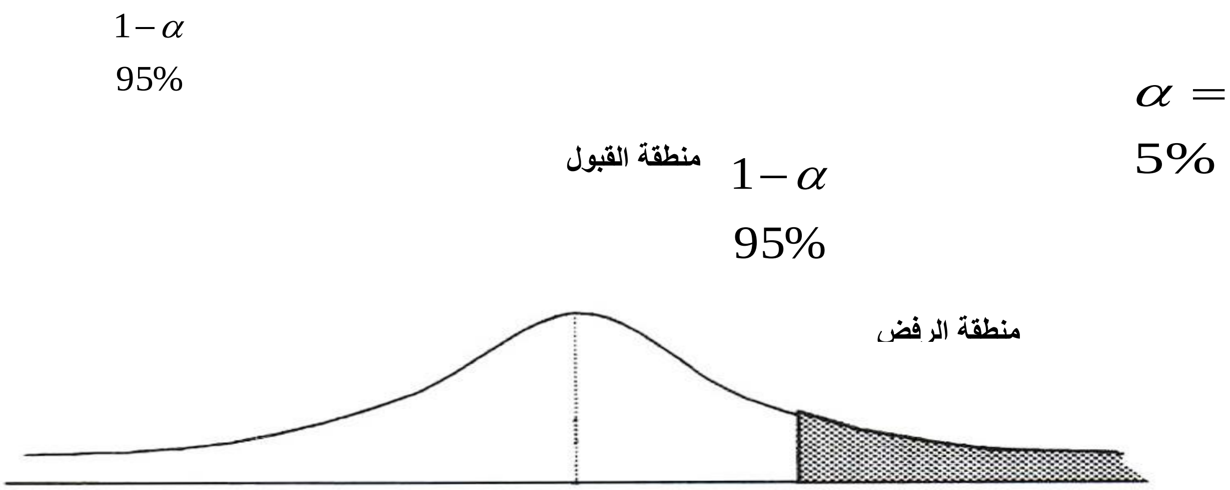


فالفرض الصفري هنا يعني أن متوسط دخل الفرد يساوي 200 دولار شهريا، والفرض البديل في هذه الحالة هو بمعنى أن متوسط دخل الفرد لا يساوي 200 دولار شهرياً.

حيث تمثل المنطقة البيضاء غير المظللة منطقة القبول والتي قد تساوي 95% وبالتالي فمنطقة الرفض مقسمة بالتساوي على طرفي المنحنى في هذه الحالة تكون قيمة كل منهما 2.5%.

والنتيجة هو أن القرار أيا كان نوعه سيكون بمستوى معنوية5% بمعنى أن احتمال أو نسبة الخطأ فيه من النوع الأول تساوي 5%.

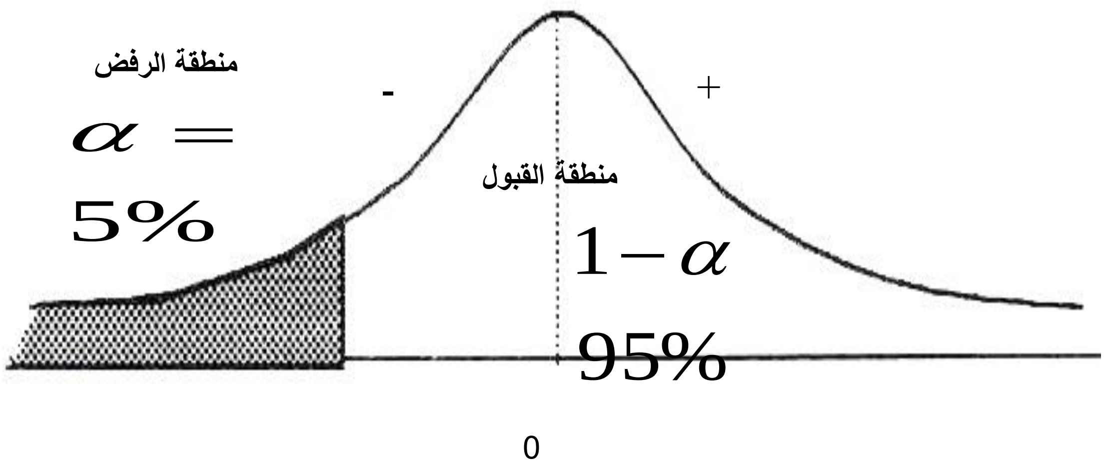
الثانية: إذا كان الفرض البديل يأخذ شكل "أكبر من" فإن منطقة الرفض تكون مركزة بالكامل في الطرف الأيمن للمنحنى. ويسمى الاختبار في هذه الحالة اختبار الطرف الأيمن. والذي يأخذ الشكل التالي:



اختبار الطرف الأيمن

فالفرض الصفري هنا نفس فرض المثال السابق، بينما الفرض البديل هو بمعنى أن متوسط دخل الفرد أكبر من 200 دولاراً شهرياً. وبالتالي فإن مستوى المعنوية والذي يساوي مثلاً 5% مركز في الطرف الأيمن من المنحنى.

الثالثة: إذا كان الفرض البديل يأخذ شكل "أقل من" فإن منطقة الرفض تكون مركزة بالكامل في الطرف الأيسر للمنحنى، ويسمى الاختبار في هذه الحالة اختبار الطرف الأيسر، والشكل التالي يوضح ذلك :



اختبار الطرف الأيسر

مع افتراض ثبات الفرض الصفري كما في المثال السابق، بينما الفرض البديل هو بمعنى أن متوسط دخل الفرد أقل من 200 دولار شهرياً، وبالتالي فإن مستوى المعنوية والذي يساوي مثلاً 5% مركز في الطرف الأيسر من المنحنى.

خطوات إجراء الإختبار الإحصائي

الاختبار الإحصائي قد يكون متعلقا بعينة واحدة او عينتين أوأكثر وقد يكون اختباراً معلمياًأو غير معلمياً ويجب أن يمر الاختبار أياً كان نوعه بعدة خطوات وهذه الخطوات يمكن إيجازها في التالي:

1- **صياغة الفرض الصفري H_o** : والذي يأخذ – عادة – شكل " يساوي" فمثلاً إذا كان المطلوب هو اختبار ما إذا كان متوسط عمر الناخب هو 20 سنة فإن هذا الفرض يصاغ كما يلي: $Ho: \mu = 20$

2- **صياغة الفرض البديل H_1** : والذي يأخذ أحد أشكال ثلاثة إما :

"لا يساوي "

أو "أكبر من"

أو "أقل من"

وبالرموز فإن الفرض البديل قد يأخذ شكل أحد الصيغ التالية:

$H1: \mu < 20$ $H1: \mu > 20$ $H1: \mu \neq 20$

والذي يحدد شكل الفرض البديل هو مدى اقتناع الباحث بذلك أو مدى توفر المعلومات الأولية.

فمثلاً: إذا كانت وجهة نظر الباحث أن متوسط عمر الناخب لا يمكن أن يقل عن 20 سنة فإنه يختار الفرض البديل "أكبر من" والعكس صحيح إذا كان يعتقد أن متوسط عمر الناخب لا يزيد عن 20 سنة فإنه يختار الفرض البديل "أقل من" أما إذا لم يكن لديه أي تصور أو أي معلومات فإنه يختار الفرض البديل "لا يساوي"

3- **إحصائية الاختبار**: وهي الإحصائية التي يتم حسابها من بيانات العينة بافتراض أن الفرض العدمي صحيح. ويتوقف شكل الإحصائية على العوامل التالية:

أ- توزيع المجتمع، وهل هو طبيعي أم لا، وهل تباينه معروف أم لا.

ب- حجم العينة، وهل هو كبير أم صغير.

ج- الفرض العدمي المراد اختباره وهل هو عن الوسط أو النسبة أو التباين أو الارتباط... الخ.

والفكرة الأساسية (غالباً) في إحصائية الاختبار هي: حساب الفرق بين قيمة المعلمة التي نفترضها للمجتمع (في الفرض العدمي) والقيمة المقابلة لها في العينة أي التابع الإحصائي، ثم نقسم (أو ننسب) هذا الفرق إلى الخطأ المعياري للتابع الإحصائي.

فمثلاً: إذا كان الاختبار عن الوسط الحسابي فإنه يتم حساب الفرق بين قيمة الوسط الحسابي للمجتمع التي نفترضها وقيمة الوسط الحسابي للعينة، ثم نقسم هذا الفرق على الخطأ المعياري للوسط. وهكذا مع باقي الإحصائيات.

أ- بافتراض أن المجتمع الإحصائي المسحوبة منه العينة هو مجتمع طبيعي وانحرافه المعياري معروف، (أو) أن العينة كبيرة بدرجة كافية فإن إحصائية الاختبار والتي نرمز لها بالرمز $Z_{\bar{x}}$

الإحصائية في حالة اختبار الوسط للعينات الكبيرة: $Z_{\bar{X}} = \frac{\bar{x}-\mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}$

لاحظ أن البسط هو الفرق بين متوسطي المجتمع والعينة، والمقام هو الخطأ المعياري للوسط. ومن الناحية العملية فإن الانحراف المعياري للمجتمع عادة ما يكون غير معروف ولكن طالما أن العينة كبيرة بدرجة كافية فإنه يمكن استخدام الانحراف المعياري للعينة S بدلا من الانحراف المعياري للمجتمعσ.

ب-أما في حالة العينات الصغيرة وذلك عندما يكون المجتمع طبيعياً وانحرافه المعياري غير معروف فإن الإحصائية تأخذ الشكل التالي :

الإحصائية في حالة اختبار الوسط للعينات الصغيرة : $T = \frac{\bar{X}-\mu}{\frac{S}{\sqrt{n}}}$

والتي لها توزيع t بدرجات حرية $n - 1$

4- **تحديد منطقتي القبول والرفض:** وذلك بناءً على الجداول الإحصائية والتي تعتمد على:

أ- توزيع المعاينة (وهل هو طبيعي أو t أو...)

ب- والفرض البديل (وهل هو لا يساوي أو أكبر من أو أقل من أي هل يستخدم اختبار الطرفين أو الطرف الأيمن أو الأيسر).

ج- ومستوى المعنوية (وهل هو 1% أو 5% أو غير ذلك).

5- **المقارنة والقرار:** بمعنى أن نقارن قيمة الإحصائية (المحسوبة من الخطوة الثالثة) بحدود منطقتي القبول والرفض (والتي حددناها في الخطوة الرابعة). فإذا وقعت قيمة الإحصائية داخل منطقة القبول فإن القرار هو: قبول الفرض الصفري. أما إذا وقعت قيمة الإحصائية في منطقة الرفض فإن القرار هو رفض الفرض الصفري، وفي هذه الحالة نقبل الفرض البديل. مع ملاحظة أن القرار مرتبط بمستوى المعنوية المحدد. بمعنى أن القرار قد يتغير إذا تغير مستوى المعنوية المستخدم (وفي بعض الحالات قد لا يتغير القرار، فهذا يتوقف على قيمة الإحصائية وما إذا كانت تقع في منطقة القبول أو منطقة الرفض).

أي أنه توجد طريقتين لاتخاذ القرار فى الاختبارات الاحصائية وهي:

1. حساب احصاء الاختبار ومقارنته بقيمة جدوليه وتحدد القيمة الجدوليه بناء على نوع الاحتبار ذو طرف واحد One Tail Test أو ذو طرفين Two Tail Test

2. حساب ما يسمى بالقيمة الاحتماليه P-value ويرمز لها فى بعض البرامج الإحصائية بالرمز .Sig فاذا كان الاختبار ذو طرف واحد تقارن .Sig بالقيمة α لكن اذا كان الاختبار ذو طرفين تقارن بالقيمة$\alpha/2$(جامعة الملك فيصل، ص38-56)

التحليل الإحصائي:

يتم هنا عرض لأسلوب التحليل الإحصائي المستخدم لإجابات عينة البحث على أسئلة الاستبيان التي تم توزيعا على العينة، ويتم ذلك بعرض الأساليب الإحصائية التي سوف تستخدم في هذا البحث (مثل تحديد الاستدلالي سوف تستخدم بما يتناسب مع أهداف الدراسة).

تحليل نتائج الاستبانة:

1- عمل جداول تكرارية تشمل التكرارات والنسب المئوية والرسومات البيانية لمتغيرات الاستبيان الديموجرفية (مثل الجنسية والعمر ومستوى التعليم والحالة الاجتماعية ...الخ)، مع ملاحظة أن العوامل الديموجرافية غالبا ما تكون متغيرات اسمية أو ترتيبية.

2- إجراء اختبار الثبات (Reliability) لأسئلة الاستبيان المستخدمة من جميع البيانات، وذلك باستخدام أحد معاملات الثبات مثل معامل "ألفا كرونباخ"(Cronbach's Alpha) أو التجزئة النصفية (Split-half) ومعامل الثبات يأخذ قيما تتراوح بين الصفر والواحد الصحيح، فإذا لم يكن هناك ثبات في

البيانات فإن قيمة المعامل تكون مساوية للصفر، وعلى العكس إذا كان هناك ثبات تام في البيانات فإن قيمة المعامل تساوي الواحد الصحيح.

أي أن زيادة قيمة معامل ألفا كرونباخ تعني زيادة مصداقية البيانات من عكس نتائج العينة على مجتمع الدراسة.

3- حساب إجمالي (أو متوسط) كل محور (حيث المحور مكون من عدة عبارات تعكس مكونات هذا المحور).

4- حساب المتوسط المرجح لإجابات العينة على الأسئلة الواردة في شكل مشابه لمقياس ليكارت بغرض معرفة اتجاه آراء المستجيبين، حيث يعتبر مقياس ليكارت من أفضل أساليب قياس الاتجاهات.

مقياس ليكارت:

يستخدم المتوسط المرجح إذا كان المتغير يأخذ قيماً تختلف من حيث أهميتها، لذلك يجب أخذ هذه الأهمية في الاعتبار وذلك بإعطاء كل عبارة الوزن المناسب لأهميتها.

في العديد من استمارات الاستبيان أو استطلاع الآراء يتم توجيه أسئلة بحيث تكون الاستجابات عادة هي أحد ثلاثة اختبارات مثل (غير موافق، محايد، موافق) أو مثل (غير راض، محايد، راض) أو تكون أحد أربعة اختيارات مثل مستوى الألم (لا يوجد، بسيط، متوسط، شديد) أو تكون أحد خمسة اختيارات مثل مستويات وجود المرض (غير موجود، في بداياته، مستوى متوسط، مستوى مرتفع، مستوى خطير) أو درجة موافقة من خمس اختيارات مثل (غير موافق إطلاقا، غير موافق، محايد، موافق، موافق بشدة)، وهكذا.

مقياس ليكارت: يعتبر المتغير الذي يعبر عن مثل هذه الاختيارات متغير له مقياس ترتيبي، وأن الأرقام التي تدخل للحاسب تعبر عن الأوزان (Weights)، ومن ثم يتم عرض جدول تكراري يعكس توزيع الآراء أو مستوى الألم أو مستوى وجود المرض، والمقياس الذي يعبر عن الاتجاه في الثلاثية يعرف باسم مقياس ليكارت الثلاثي وفي الحالة الرباعية يعرف باسم مقياس ليكارت الرباعي، وهكذا، وإن كان من الممكن تعريف المقياس بتقاسيم غير ذلك.

وسوف نعرض (كنموذج) مقياس ليكارت الثلاثي والرباعي والخماسي وكيف يمكن استنتاج النموذج لأي مستويات أخرى:

أ- مقياس ليكارت الثلاثي:

إذا كانت الاستجابات هي أحد ثلاثة اختيارات مثل (موافق، محايد، غير موافق) فإنه عادة ما تدخل القيم (الأوزان) (Weights) كما في الجدول التالي:

الوزن (Weights)	Opinion	الرأي
01	Disagree	غير موافق
02	Nutral	محايد
03	Agree	موافق

يتم بعد ذلك حساب المتوسط الحسابي (المتوسط المرجح (Weighted Mean، ثم يحدد الاتجاه (Attitude)) حسب قيم المتوسط المرجح كما في الجدول التالي:

المتوسط المرجح	الرأي
من 1 إلى 1.66	غير موافق
من 1.67 إلى 2.33	محايد
من 2.34 إلى 3	موافق

ويلاحظ أن طول الفترة المستخدمة هنا هي (2/3) أي حوالي 0.66 وقد حسبت طول الفترة على أساس أن الأرقام الثلاثة 1 و2 و3 وقد حصرت فيما بينها مسافتان.

ب-مقياس ليكارت الرباعي

إذا كانت الاستجابات هي أحد أربعة اختيارات مثل مستوى الألم (لا يوجد، بسيط، متوسط، شديد) فإنه عادة ما تدخل القيم (الأوزان) (Weights) كما في الجدول التالي:

الوزن (Weights)	**Pain Level**	**الرأي**
01	None	لا يوجد
02	Mild	بسيط
03	Moderate	متوسط
04	Severe	شديد

يتم بعد ذلك حساب المتوسط الحسابي (المتوسط المرجح (Weighted Mean، ثم يحدد الاتجاه (Attitude)) حسب قيم المتوسط المرجح كما في الجدول التالي:

المستوى	المتوسط المرجح
لا يوجد	من 1 إلى 1.74
بسيط	من 1.75 إلى 2.49
متوسط	من 2.50 إلى 3.24
عالي	من 3.25 إلى 4

ويلاحظ أن طول الفترة المستخدمة هنا هي (3/4) أي حوالي 0.75 وقد حسبت طول الفترة على أساس أن الأرقام الأربعة 1 و2 و3 و4 قد حصرت فيما بينها ثلاثة مسافات.

ج- مقياس ليكارت الخماسي:

إذا كانت الاستجابات هي أحد خمسة اختيارات مثل مستويات وجود المرض (غير موجود، في بداياته، مستوى متوسط، مستوى مرتفع، مستوى خطير) أو درجة موافقة من خمس اختيارات مثل (غير موافق اطلاقا، غير موافق، محايد، موافق، موافق بشدة)، فإنه عادة ما تدخل القيم (الأوزان) (Weights) كما في الجدول التالي:

الرأي	Opinion	الوزن (Weights)
غير موافق إطلاقا	Completely disagree	01
غير موافق	Disagree	02
محايد	Nutral	03
موافق	Agree	04
موافق بشدة	Completely Agree	05

يتم بعد ذلك حساب المتوسط الحسابي (المتوسط المرجح (Weighted) Mean، ثم يحدد الاتجاه (Attitude)) حسب قيم المتوسط المرجح كما في الجدول التالي:

المستوى	المتوسط المرجح
غير موافق إطلاقا	من 1 إلى 1.79
غير موافق	من 1.80 إلى 2.59
محايد	من 2.60 إلى 3.39
موافق	من 3.40 إلى 4.19
موافق بشدة	من 4.20 إلى 5

ويلاحظ أن طول الفترة المستخدمة هنا هي (4/5) أي حوالي 0.80 وقد حسبت طول الفترة على أساس أن الأرقام الأربعة 1 و2 و3 و4 و5 قد حصرت فيما بينها أربعة مسافات. (د. عز عبد الفتاح، ص 536-540).

خلاصة:

فمفهوم الفرض الإحصائي بصورة عامة ففي محاولة الوصول إلى قرار من المهم وضع فرض مبدئي عن مجتمع أو مجتمعات موضوع الدراسة، عذا الفرض قد يكون غير صحيح عند اختبار ذلك يقبل إن وجد صحيحا ونرفض إن وجد غير صحيح، يصاغ الفرض الإحصائي على عكس ما نتمنى أن يكون ويصبح بالتالي رفضه هو النتيجة المرجوة وعند رفضنا للفرض المبدئي فإننا لا ترفض بثقة تامة ولكن نرفضه بدرجة ثقة معينة مع احتمال خطأ في أن نرفض قبول الفرض بينهما هو صحيح احتمال الخطأ (α) في رفض الفرض المبدئي ويعبر عنه بمستوى المعنوية.

مثال: إذا أردنا أن تقرر ما إذا كانت طريقة تدريس الأستاذة أفضل من طريقة تدريس أستاذة أخرى، فإننا نصيغ الفرض الإحصائي كالتالي:

"لا يوجد اختلاف بين الطريقتين" ويكون رجاؤنا أن نرفض، وأن يكون بالفعل هناك اختلاف بين الطريقتين ويسمى هذا الفرض (الرفض) هو الفرض الصفري أو فرض العدم (H_0) والفرض البديل هو فرض يختلف عن الفرض الصفري (H_1) فقبول الفرض المبدئي (الصفري) يعني رفض الفرض البديل (H_1) والعكس صحيح.

ليس هناك اختلاف بين طريقة الأستاذة (أ): H_0والأستاذة (ب).

هناك اختلاف بين طريقة الأستاذة (أ): H_1وطريقة الأستاذة (ب).

2- إختبارات المعنوية:

وهي الطرق التي تمكننا من قبول الفرض أو رفضه، أو تحديد ما إذا كانت العينات المشاهدة تختلف معنيوات عن النتائج المتوقعة تسمى باختبارات المعنوية أو اختيارات الفروض ومستوى المعنوية يحدده الباحث لنفسه في بداية بحثه، ويتوقف على طبيعة البحث وعلى مدى تقبل الباحث للمخاطرة المحتملة في رفض الفرض المبدئي، بينما قد يكون الفرض صحيحا وأكثر مستويات المعنوية استخداما 0.05.

المحور الرابع: اختبار الفروض الفارقة

الاختبارات البارامترية واللابارمترية

يصلح الإحصاء اللابرمتري لجميع مستويات المقاييس السليقة أي التصنيفي، والترتيبي وللفئات المتساوية، والنسبي: "بينما لا يصلح البرمتري إلا للمستويين الأخيرين أي للفئات المتساوية والنسبي فقط"، وبذلك يصبح اللابرمتري أشمل من البرمتري.

لكن بما أن قوة كفاءة الإحصاء اللابرمتري أقل من قوو كفاءة الإحصاء البررمتري إذن فعلينا أن نقصر استخدام اللابرمتري على التصنيفي والترتيبي، وعندما نستخدم الإحصاء اللابرمتري للفئات المتساوية وللنسبي فعلينا أن نذكر أننا لا نستخدمه إلا للتقدير المبدئي السريع على أن يتلوه بعد ذلك الإحصاء البرمتري، وعلينا أن نذكر أيضا أن استخدام الإحصاء اللابرمتري فيه إهدار لجزء كبير من البيانات التي نحللها لأنه لا يستخدم إلا جزء يسيرا من تلك البيانات كأن يقصر تحليله على وجود زيادة أو نقصان ظاهرة عن ظاهرة أخرى ولا يتطلب استخدامه حتى مجرد القيمة الكمية او العددية لتلك الزيادة أو تلك النقصان.

هذا ويجب ان نذكر ان مستوى المقياس النسبي نادرا ما يستخدم في الإحصاءات النفسية، وبذلك يصبح مجال الإحصاء البرمتري محصورا في مستوى مقياس الفئات المتساوية.

وبالرغم من ذلك فإن استخدامه في ذلك المستوى يكاد يمتد لجميع أبعاد القياس العقلي المعرفي، وأن خير ما يستخدم فيه الإحصاء اللابرمتري هو سمات الشخصية والاتجاهات النفسية.

وتعتمد اختبارات الدلالة الإحصائية المتحررة من افتراضات وقيود شروط التوزيع التكراري لمجتمع الأب على الإحصاء اللابرمتري مثل اختبار كا^2 وبدائل كما سنبين ذلك فيما بعد، وعندما تتحقق تلك الشروط فالأجدر بالباحث أن يستخدم اختبارات الدلالة البرمترية مثل ف، ت وما يماثلها، ولو لقتضى ذلك زيادة حجم العينة.

وعندما يتلوى التوزيع التكراري التواء شديدا فيبتعد بذلك عن التوزيع الاعتدالي فإنه يمكن تحويل مثل تلك التوزيعات إلى توزيعات اعتدالية عن طريق لوغاريتم المحور النسبي أو لوغاريتم المحور الصادى أو هما معا كما سبق أن بينا ذلك في تحويل بالمعايير التائية غير الخطية، إلى معايير تائية خطية.

وتستخدم المقاييس اللابرمترية للحصول على دلالة سريعة، وفي الحالات التي يصعب فيها زيادة حجم العينة، وتحويل التوزيعات الحرة إلى توزيعات اعتدالية.

اختبارات الدلالة اللابرمترية:

سنبين فيمايلي أهم اختبارات الدلالة اللابرمترية التي تستخدم بدلا من اختبار (ت) وذلك عندما تتحقق الشروط الإحصائية اللازمة لاستخدام اختبار (ت).

وأهم هذه الاختبارات اختبار مان ويتني للعينتين الصغيرتين والكبيرتين غير المرتبطتين، واختبار ويلكوكسون للعينتين الصغيرتين والكبيرتين المرتبطتين.

5- اختبار مان ويتني Mann- whitney:

يستخدم اختبار مان وتيني للكشف عن دلالة الفروق بدلا من اختبار ت وذلك عندما تكون العينتان غير مرتبطتين.

وتتلخص الحالات التي يصلح لها اختبار مان وتيني تبديل من اختار ت فيمايلي:

1- عندما تكون البيانات التي حصل عليها الباحث لمتغيرات بحثه مجرد رتب، أو درجات يمكن تحويلها لرتب.

2- وعندما يكون توزيع الدرجات غير اعتدالي، وبذلك لا يشترط هذا الاختبار اعتدالية التوزيع بل تحرر تماما من هذا الشرط الذي يقيد استخدام اختبار ت.

3- وعندما لا تكون العينتان نتجانستين، أي عندما لا تصبح قيمة (ف) دالة. (د. محمود السيد، 1987، ص 487).

مقارنة الطرق المعلمية بالطرق غير المعلمية:

- ❖ الأساليب الإحصائية الاستدلالية تصنف إلى اختبارات بارامترية parametric tests واختبارات لامعلمية nonparametric tests.
- ❖ والاختبارات المعلمية: هي تلك الأساليب التي تتطلب الاستيفاء بافتراضات أو شروط معينة حول المجتمع الذي تسحب منه عينة البحث واهم هذه الشروط هي: شرط اعتدالية التوزيع normality وشرط تجانس التباين.

❖ الاختبارات اللامعلمية: فهي لا تضع أية افتراضات حول المجتمع الذي تسحب من العينة.

فيما يلي جدول يوضح مقارنة الطرق المعلمية بالطرق اللامعلمي.

الرقم	**الطرق المعلمية parametric tests**	**الطرق اللامعلمية nonparametric tests**
1	تصلح للعينات الكبيرة بشكل اساسي	تصلح للعينات الكبيرة والصغيرة (مثلا اذا كان حجم العينة 6 او اقل فلا بديل عن استخدام الاختبارات اللامعلمية
2	يشترط تور معلومات عن توزيع المجتمع	لا يشترط افتراضات او معلومات حول توزيع المجتمع
3	تستخدم في التوزيعات المقيدة بالاعتدالية	تستخدم في حالة التوزيعات الحرة غير المقيدة
4	intervalتناسب البيانات الفترية ratioوالنسبية	ordinal والرتبية nominalتناسب البيانات الاسمية كما يمكن استخدامها في حالة البيانات الفترية والنسبية
5	تشترط تجانس التاين في المجتمعات التي تسحب منها العينات	لا تشترط تجانس التباين
7	تعتبر أكثر قوة في رفض الفرضية الصفرية عندما تكون خاطئة عند توافر الشروط المطلوبة للاختبارات المعلمية	تعتبر اقل قوة وتزداد قوة الاختبار اللامعلمي بزيادة حجم العينة
8	تستخدم جميع المعلومات في العينة	لا تستخدم جميع المعلومات في العينة حيث أن الدرجات الخام يتم تحويلها إلى رتب ranksأو إشارات signs

1- اختبار T

يعد اختبار "ت" من أكثر اختبارات الدلالة شيوعا في الأبحاث النفسية والتربوية، وترجع نشأته الأولى إلى أبحاث "ستيودنت Student"، ولهذا سمي بـ "ستيودنت".

ومن أهم المجالات التي يستخدم فيها هذا الإختبار الكشف عن الفروق في التحصيل بين جماعتين مختلفتين (كالذكور والإناث مثلا) في مادة ما، والمفاضلة بين طريقتين من طرق التدريس، ومعرفة مدى ما يحدث من تغير في سلوك الأفراد نتيجة لتعرضهم لمؤثر معين، ....إلخ.

وخلاصة القول يستخدم "ت" لقيس دلالة فروق المتوسطات غير المرتبطة والمرتبطة للعينات المتساوية وغير المتساوية.

أ- شروط استخدام "ت" لدلالة فروق المتوسطات:

يستخدم اختبار "ت" بعد دراسة خصائص متغيرات البحث من حيث:

6- حجم كل عينة.
7- الفروق بين حجم عينتي البحث.
8- مدى تجانس العينة.
9- مدى اعتدالية التوزيع التكراري لكل من عينتي البحث.

ب-كيف يمكن التحقق من هذه الشروط:

10- حجم كل عينة:

استنبط اختبار "ت" ليكون من مقاييس دلالة العينات الصغيرة (التي يقل حجمها عن 30) ولكن هذا لا يحول دون استخدامه للعينات الكبيرة، اما استخدامه للعينات الصغيرة جدا (التي ينقص عدد عن 5 أفراد) فمشكوك فيه.

إلا أنه يمكن في هذه الحالات (عينات صغيرة جدا) أن يستعاض عنه بأي الاختبارات اللامعلمية (اللابارامترية) للدلالة التي تصلح للتوزيعات الحرة غير المقيدة باعتدالية التوزيع (اختبار مان، وتني عندما تكون البيانات في شكل رتب أو درجات يمكن تحويلها إلى رتب وعندما تكون العينات غير مرتبطين/ اختبار ويلكوكسون للعينتين المرتبطين). (أ. نور الدين، 2002، ص16).

11- الفرق بين حجم عينتي البحث:

من الأفضل ان يكون حجم عينتي المتغيرين متقاربا لأن للحجم أثره في تحديد درجات الحرية، المدخل المباشرة للكشف عن مستوى الدلالة وفي المؤشرات الإحصائية المتدخلة في حساب "ت" وهي المتوسط والتباين.

12- مدى تجانس العينتين:

يقاس مدى التجانس بالنسبة الفائية التباين الأكبر على التباين الأصغر.

$$\text{ف} = \frac{\text{التباين الأكبر}\left(\text{ع}_1^2\right)}{\text{التباين الأصغر}\left(\text{ع}_2^2\right)}$$

ويتحقق الفرض الصغرى للتجانس بين العينتين عندما تصبح ف متساوية للواحد الصحيح، عندما يكون $\text{ع}_1^2 = \text{ع}_2^2$.

ويقاس مدى تباعد قيمة ف عن الفرض الصفري بالكشف عن دلالة ف وذلك بعد حساب درجات حرية كل من المتغيرين للحصول على مداخل الكشف عن قيمة ف.

فمثلا إذا كان عدد أفراد العينة الأولى 76 وعدد أفراد العينة الثانية 81، فإن درجات حرية العينة الأولى تساوي 76−1=75. وعدد درجات حرية العينة الثانية تساوي 81−1=80.

فإذا كان تباين العينة الأولى 16.25 وكان تباين العينة الثانية 12.18، فإن النسبة الفائية لهذين التباينين تصبح $\text{ف} = \frac{16.25}{12.18} = 1.23$.

وبالكشف عن دلالة ف في الجداول الإحصائية بدرجات حرية 75 للتباين الأكبر و80 للتباين الأصغر، نجد أن ف تصبح دالة لمستوى 0.05، إذا كانت قيمتها 1.45، وبما أن قيمة ف في مثالنا تساوي 1.23، فهي إذن غير دالة، وبذلك يمكن حساب لفرق متوسطي المتغيرين لأن الفرق بين تباينيهما غير دال.

13- دال اعتدالية التوزيع التكراري لكل من عينتي البحث:

ويعتبر التوزيع اعتداليا كلما اقترب الالتواء من الصفر (لأن المتوسط في التوزيع الاعتدالي يساوي الوسيط).

مثال: إذا كان المتسوط= 53.20

والوسيط=56.40

والانحراف المعياري=14.76

يكون الالتواء $\frac{(56.40-53.20)3}{14.76} = -0.65$

وهذا اللتواء قريب جدا من الصفر، وبذلك يصلح مثل هذا المتغير لحساب دلالة "ت" لأن التوزيع التكراري يقترب جدا من التوزيع الاعتدالي.

وكما حسبنا التواء المتغير س، علينا أيضا أن نحسب التواء المتغير الآخر ص لنتأكد من صلاحية ص أيضا لحساب دلالة "ت".

14- الحالات المختلفة لحساب "ت":

تتلخص الحالات المختلفة لحساب دلالة فروق المتوسطات باختبار "ت" فيمايلي:

1- دلالة فرق متوسطين غير مرتبطين لعينتين غير متساويتين في عدد أفرادهما.
2- دلالة فرق متوسطين غير مرتبطين لعينتين متساويتين في عدد أفرادهما.
3- دلالة فرق متوسطين مرتبطين (مما يقتضي تساوي عدد أفرادهما).
4- دلالة فرق متوسطين لعينتين غير متجانستين.

15- حساب "ت"

تتلخص الحالات المختلفة لحساب دلالة فروق المتوسطات باختبار "ت" فيمايلي:

1- دلالة فرق متوسطين غير مرتبطين لعينتين غير متساويتين في عدد أفرادهما.
2- دلالة فرق متوسطين غير مرتبطين لعينتين متساويتين في عدد أفرادهما.
3- دلالة فرق متوسطين مرتبطين (مما يقتضي تساوي عدد أفرادهما).
4- دلالة فرق متوسطين لعينتين غير متجانستين.

هناك ثلاث أنواع من اختبار T

1- اختبار T للعينة الواحدة .
2- اختبار T للعينات المزدوجة المرتبطة.
3- اختبار T للعينات المستقلة.

أ- اختبار T للعينة الواحدة:

يستخدم لفحص فرضية ما إذا كان متوسط متغير ما لعينة واحدة، يساوي قيمة ثابتة تحدد من قبل الباحث.

ب-اختبار T للعينات المزدوجة (المرتبطة)

يستخدم في مقارنة المتوسطات للعينات المرتبطة، اي أنه يستخدم عندما يكون المتغير يدرس تشخيصين لنفس العينة مثل التوائم وأثر زيادة ونقص المرتب على المعلمين.

ج-اخبار للعينات المستقلة:

يستخدم في مقارنة متوسطات متغير غير مجموعات مستقلة أي أن يستخدم عندما يكون المتغير يدرس عينات مستقلة، ذكر وأنثى، نعم ولا، أعزب ومتزوج، ....إلخ.

أ- توزيع المجتمع، وهل هو طبيعي ام لا:

- توزيع متصل له شكل الناقوس.
- تتساوى فيه مقاييس النزعة المركزية الوسط والوسيط والمنوال.
- متماثل حول وسطه صفر.
- الانحراف المعياري له يساوي الواحد الصحيح.
- طرفاه يمتدان إلى ما لا نهاية دون أن يلتقيا المحور الأفقي.
- المساحة أسفله وفوق المحو الأفقي تساوي الواحد الصحيح.
- معياري بمعنى أنه يمكن مقارنة أشياء مختلفة.
- الالتواء والتفلطح صفر.

وهل تباينه معروف أم لا:

(في المذكرة املك المعطيات لحسابه أو لا أملك العينات لحسابه).

ب-وحجم العينة، وهل كبير أم صغير.

ج- والفرض العدمى المراد اختباره، وهل عو عن الوسط أو النسبة أو التباين أو الارتباط...إلخ.

والفكرة الأساسية (غالبا) في إحصائية الاختبار هي: حساب الفرق بين قيمة المعلمة التي نفترضها للمجتمع (في الفرض العدمى) والقيمة المقابلة لها في العينة أي التابع الإحصائي، ثم نقسم (أو ننسب)

هذا الفرق غلى الخطأ المعياري للتباع الإحصائي، فمثلا: إذا كان الاختبار عن الوسط الحسابي فإنه يتم حساب الفرق بين قيمة الوسط الحسابي للمجتمع التي نفترضها وقيمة الوسط الحسابي للعينة، ثم نقسم هذا الفرق على الخطأ المعياري للوسط، وهكذا مع باقي الإحصائيات، فلو أراد الباحث اختبار فرضية أن متوسط عمر اللاعب في دولة ما هو مثلا 30 سنة ولاختبار مدى صحة هذه الفرضية فإنه عادة ما تسحب عينة عشوائية من المجتمع، ولنفرض أن متوسط عمر اللاعب في هذه العينة كان 31 سنة. فالفرق هنا هو سنة واحدة وهو فرق صغير بين الافتراض والعينة الحقيقية فالباحث عادة ما يميل إلى قبول فرضه العدمي.

أما إذا كان متوسط عمر اللاعب في العينة مثلا هو 45 سنة، فالفرق هنا كبير بين الفرض والعينة، ولذا فإن احتمال رفض الفرض العدمي هو احتمال كبير نظرا لكبر الفرق بين قيمة الفرض وقيمة العينة. ومن هنا نستطيع القول بأن إحصائية الاختبار تعتمد على حساب الفرق بين قيمة الوسط المفترض وقيمة متوسط العينة.

هنا قد يثور عن المعيار الذي يستطيع من خلاله الباحث الحكم على هذا الفرق ومدى كبره أو صغره، والإجابة الإحصائية عليه تتم من خلال قسمة هذا الفرق على الخطأ المعياري للوسط، ثم مقارنة خارج القسمة بالقيمة الجدولية أو ما يسمى بحدود منطقتي القبول والرفض كما سوف نرى لاحقا.

وفيمايلي صيغ الإحصائية لاختبارات الوسط الحسابي للعينات الكبيرة والصغيرة، وكذلك للنسبة، ثم نستكمل بعدها خطوات الاختبار الإحصائي.

16- الإحصائية في حالة الاختبار الوسط الحسابي:

أ- بافتراض أن المجتمع الإحصائي المسحوبة منه العينة هو مجتمع طبيعي واحرافه المعياري σ معروف، (أو) أن العينة كبيرة بدرجة كافية فإن إحصائية الاختبار والتي نرمز لها بالرمز $Z_{\overline{X}}$ تأخذ الشكل التالي:

الإحصائية في حالة اختبار الوسط للعينات الكبيرة $Z_{\overline{X}} = \frac{\overline{X}-\mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}$

لاحظ أن البسط هو الفرق بين متوسطي المجتمع والعينة، والمقام هو الخطأ المعياري للوسط، ومن الناحية العلمية فإن الانحراف المعياري للمجتمع عادة ما يكون غير معروف ولكن طالما أن العينة كبيرة بدرجة فإنه يمكن استخدام الانحراف المعياري للعينة S بدلا من الانحراف المعياري للمجتمعσ.

ب-أما في حالة العينات الصغيرة وذلك عندما يكون المجتمع طبيعيا وانحرافه المعياري غير معروف فإن الإحصائية تأخذ الشكل التالي:

الإحصائية في حالة اختبار الوسط للعينات الصغيرة $T = \frac{\bar{X}-\mu}{\frac{S}{\sqrt{n}}}$

والتي لها توزيع t بدرجات حرية n−1.

17- الإحصائية في حالة اختبار النسبة:

إذا كانت العينة كبيرة فإن إحصائية الاختبار تأخذ الشكل التالي:

الإحصائية في حالة اختبار النسبة $Z_{\hat{P}} = \frac{\hat{P}-P}{\sqrt{\frac{P(1-P)}{n}}}$

والتي لها توزيع طبيعي كعيار حيث $\hat{P}$ هي النسبة للعينة، P هي النسبة للمجتمع.

لاحظ أن البسط هو الفرق بين نسبتي المجتمع والعينة والمقام هو الخطأ المعياري للنسبة.

والخطوة الرابعة في الاختبار هي تحديد منطقتي القبول والرفض وذلك بناء على الجداول الإحصائية والتي تعتمد على:

أ- توزيع المعاينة (وهل هو طبيعي أو t أو ....).

ب-والفرض البديل (وهل هو لا يساوس أو أكبر من أو أقل من أي يستخدم اختبار الطرفين أو الطرف الأيمن أو الأيسر).

ج- ومستوى المعنوية (وهل هو 1% أو 5% أو غير ذلك).

المقارنة والقرار: بمعنى أن نقارن قيمة الإحصائية (المحسوبة من الخطوة الثالثة) بحدود منطقتي القبول والرفض (والتي حددناها في الخطوة الرابعة). فإذا وقعت قيمة الإحصائية داخل منطقة القبول فإن القرار هو: قبول الفرض العدمي، أما إذا وقعت قيمة الإحصائية في منطقة الرفض فإن القرار هو رفض الفرض العدمي، وفي هذه الحالة نقبل الفرض البديل، مع ملاحظة أن القرار مرتبط بمستوى المعنوية المحدد.

18- اختبار الفرق بين وسطين حسابيين:

قد يرغب الباحث في إجراء اختبار عما إذا كان متوسط الدخل في إحدى الدول يساوي متوسط الدخل في دولة أخرى، أو إجراء اختبار عما إذا كان متوسط عمر الناخب في إحدى المناطق يساوي متوسط عمر

الناخب في منطقة أخرى... وهكذا بمعنى آخر قد يرغب الباحث في إجراء اختبار عما إذا كان متوسط المجتمع الأول يساوي متوسط المجتمع الثاني... في مثل هذه الحالات يسمى الاختبار الفرق بين وسطين حسابيين، وتكون خطوات هذا الاختبار في حالة العينات الكبيرة كمايلي:

1- **الفرض العدمي:** أن متوسط المجتمع الأول يساوي متوسط المجتمع الثاني (أي لا يوجد فرق بين متوسطي المجتمعين).

وبالرموز: $H_0: \mu_1 = \mu_2$

2- **الفرض البديل:** أن المتوسطين غير متساويين وبالرموز: $HI: \mu_1 \neq \mu_2$

ويمكن للباحث استخدام أكبر من أو أقل من بدلا من لا يساوي غذا كان لديه معلومات تشير إلى ضرورة ذلك.

3- **الإحصائية:** وبافتراض أن المجتمعين طبيعيان وأن العينتين مستقلتان وكبيرتان فإن إحصائية الاختبار في هذه الحالة تأخذ الشكل التالي:

$$Z_{\bar{X}_1-\bar{X}_2} = \frac{\overline{X_1} - \overline{X_2}}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}}$$

حيث : يرمز بـ n_1 إلى حجم العينة الأولى.

يرمز بـ n_2 إلى حجم العينة الثانية.

يرمز بـ $\bar{X}_1$ إلى الوسط الحسابي للعينة الأولى.

يرمز بـ $\bar{X}_2$ إلى الوسط الحسابي للعينة الثانية.

يرمز بـ σ_1^2 إلى تباين المجتمع الأول.

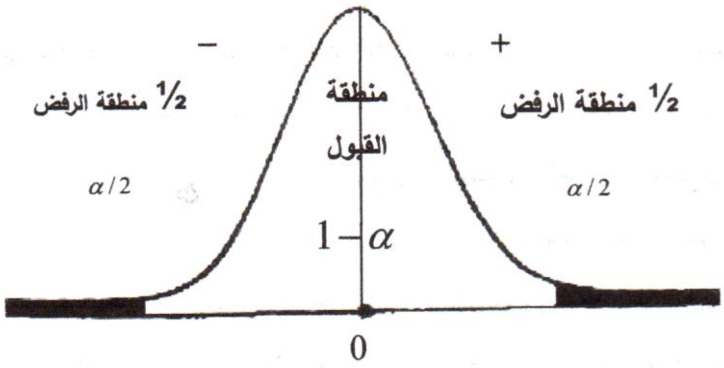
يرمز بـ σ_1^2 إلى تباين المجتمع الثاني.

4- **حدود منطقتي القبول والرفض** ويمثلها الشكل التالي مع ملاحظة أن:

أ- التوزيع طبيعي (نحصل على القيم من توزيع Z).

ب-اختبار الطرفين (لأن الفرض البديل لا يساوي).

ج- مستوى المعنوية يساوي α.



5- المقارنة والقرار نقارن قيمة الإحصائية بحدود منطقتي القبول والرفض، فإذا وقعت في منطقة القبول نقبل الفرض العدمي، وإذا وقعت في منطقة الرفض نرفض الفرض العدمي، ونقبل الفرض البديل.

19- إختبار الفرق بين وسطين في حالة العينات الصغيرة:

إذا كانت العينات صغيرة (مجموع العينتين أقل من 30 مفردة أو حتى 31) مردة فإن الإحصائية في هذه الحالات بافتراض أن المجتمعين طبيعيان، وأن تباين المجتمع الأول يساوي تباين المجتمع الثاني ولكنه مجهول (بمعنى أن $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$ ولكن قيمة هذا التباين غير معروفة) وأن العينتين مستقلتان فغن إحصائية الاختبار تأخذ الشكل التالي والتي لها توزيع t بدرجات حرية تساوي $n1 + n_2 - 2$

$$t = \frac{\overline{X_1} - \overline{X_2}}{\sqrt{\frac{S^2}{n1} + \frac{S^2}{n_2}}}$$

حيث: $S^2 = \frac{(n_1-1)S_1^2+(n_2-1)S_2^2}{n_1+n_2-2}$

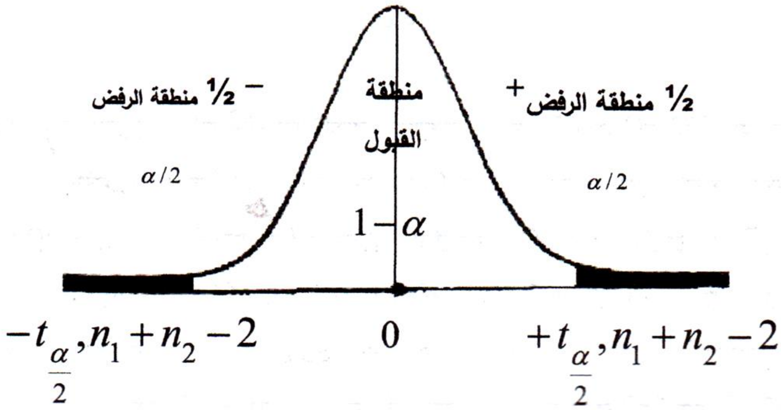
أي يتم حساب S^2 أولا قبل التعويض في الإحصائية وتكون خطوات الاختبار هي:

1- الفرض العدمي (هو نفسه) $HI: \mu_1 = \mu_2$

2- الفرض البديل: (هو نفسه) $H_0: \mu_1 \neq \mu_2$

3- الإحصائية هي المكتوبة أعلاه (وهي في هذه الحالة t وا=ليست Z).

4- حدود منطقتي القبول والرفض ونحصل عليها في هذه الحالة من جدول t عند درجات حرية تساوي $n1 + n_2 - 2$ وعند مستوى معنوية يساوي $\frac{\sigma}{2}$ كما في الشكل التالي:



5- **المقارنة والقرار**، كما سبق:

أما إذا فرضنا أن تباين المجتمعين غير متساويين، فإن الإحصائية في هذه الحالة تأخذ الشكل التالي:

$$t = \frac{\overline{X_1} - \overline{X_2}}{\sqrt{\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2}}}$$

20- اختبار الفرق بين نسبتين:

كذلك قد يرغب الباحث في اختبار ما إذا كانت نسب المؤيدين لمرشح ما في الانتخابات التشريعية تساوي نسبة المؤيدين لمرشح آخر في الانتخابات نفسها، في مثل هذه الحالات فإن المطلوب هو اختبار ما إذا كانت النسبة في المجتمع الول تساوي النسبة في المجتمع الثاني، ويسمى الاختبار: اختبار الفرق بين نسبتين وتكون خطوات هذا الاختبار مايلي:

1- **الفرض العدمي:** هو أن النسبة في المجتمعين متساوية وبالرموز: $H_0: P_1 = P_2$

2- **الفرض البديل:** هو أن النسبتين في المجتمعين غير متساوية وبالرموز:

$$H1: P_1 \neq P_2$$

(ويمكن اختبار شكل آخر للفرض البديل مثل: أكبر من أو أقل إذا دعت الحاجة لذلك**).**

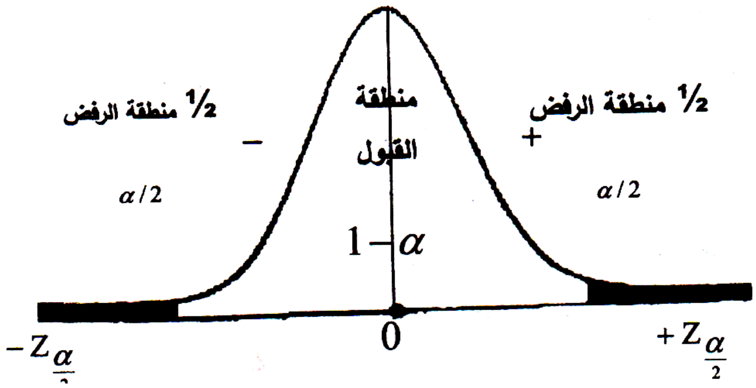
3- **الإحصائية:** بافتراض أن العينتين كبيرتان بدرجة كافية تكون الإحصائية كمايلي:

$$Z_{\hat{P}_1-\hat{P}_2} = \frac{\widehat{P_1} - \widehat{P_2}}{\sqrt{\frac{\hat{P}(1-\hat{P})}{n1} + \frac{\hat{P}(1-\hat{P})}{n2}}}$$

حيث: $\widehat{P} = \frac{n_1\widehat{P}_1+n_2\widehat{P}_2}{n_1+n_2}$

أي يتم أولا حساب $\widehat{P}$ (والتي تمثل متوسط مرجح من نسبتي العينتين) قبل التعويض في الإحصائية والتي لها توزيع طبيعي معياري.

4- حدود منطقتي القبول والرفض ونحصل عليها من جدول التوزيع الطبيعي، والاختبار هنا هو اختبار الطرفين (لأن الفرض البديل لا يساوي) وتحدد المنطقتين بناء على مستوى المعنوية المطلوب، وذلك كما في الشكل التالي:



5- **المقارنة والقرار**: كما سبق

2- اختبار مربع كاي (كا^2)

يتم استخدام هذا النوع من الاختبار في البيانات التي تقع في تصنيفات متعددة، والتي يبلغ عددها 2 أكثر، مثل الإجابة عن أسئلة الإستبيان بـ نعم –لا، موافق- معترض- موافق بشدة ....إلخ، والتي تتطلب الإجابة عنها، اختيار بديل من عدّة بدائل مثلا: نوع التخصص الذي يرغب الطالب في اختباره في السنة الثالثة، معناه كا^2 يستخدم في البيانات الإسمية.

ويطلق على هذا الاختبار اسم اختبار حسن المطابقة لكونه يستخدم للكشف عن دلالة الفروق بين الأعداد الملاحظة، أو التكرارات المتوقعة والتي يجب أن تكون كبيرة (<5).

فإذا كانت قيمة (كا^2)=0 فهذا يدل أن عينة البحث ممثلة للمجتمع ومتطابقة معه.

وإذا كانت كا^2 >0 فهذا يدل على وجود فروق بين تكرارات العينة الملاحظة وبين تكرارات التوزيع النظري للمجتمع (التكرارات المتوقعة) فيرفض الفرض الصفري ويتم قبول الفرض البديل.

وحساب كا^2 يكون من المعادلة:

$$\text{كا}^2 = \frac{(\text{ك} - \text{كَ})^2}{\text{كَ}}$$

ك: التكرار الملاحظ (التجريبي).

كَ: التكرار النظري أو التكرار المتوقع (حسب الفرض المختبر)

مثال: احسب كا^2 من البيانات الآتية:

الفئات (ف)	أبيض	أحمر	أزرق	أسود
التكرارات (ك)	7	3	3	7

الحل:

1- نحسب التكرار النظري (المتوقع) كَ

$$\text{كَ} = \frac{\text{مج ك}}{\text{عدد الفئات}} = \frac{7+3+3+7}{4} = 5$$

2- نقوم بإنجاز الجدول التالي:

ف	ك	كَ	ك - كَ	$(\text{ك} - \text{كَ})^2$	$\frac{(\text{ك} - \text{كَ})^2}{\text{كَ}}$
أبيض	7	5	2	4	0.8
أحمر	3	5	2-	4	0.8
أزرق	3	5	2-	4	0.8
أسود	7	5	2	4	0.8
مج	20				3.20

نقوم بعد ذلك بالكشف عن قيمة كا^2 من الجدول الإحصائي لمعرفة القيمة الجدولية لـ كا^2 المقابلة لدرجة الحرية:

درجة الحرية = عدد الفئات -1=4-1=3

عند مستوى الدلالة

0.05 أو 0.01 أو 0.001

0.05 نجد من الجدول أن كا^2 (الجدولية)= 7.82

- إذا كانت كا^2 المحسوبة < كا^2 الجدولية، فهذا يدلّ أن الفرق بين التكرار النظري والتكرار التجريبي (ك –كَ) غير دال إحصائيا وبالتالي تمكن قبول الفرض الصفري ورفض الفرض البديل.

- إذا كانت كا^2 المحسوبة > كا^2 الجدولية (عند α 0.05، 0.01، 0.001) فهذا يدل أن الفرق بين التكرار النظري والتكرار التجريبي دال إحصائيا، وبالتالي يقبل الفرض البديل، ويرفض الفرض الصفري.

الطريقة الثاني: حساب كا^{2}من الجدول المزدوج

مثال:

إذا قسمنا عدد من أطفال الصف السادس الإبتدائي مثلاً حسب اختبار للذكاء إلى مجموعتين، أحداهما مرتفعة والأخرى منخفضة ثم لاحظنا في نهاية العام الدراسي رسوب أطفال المجموعتين فكانت النتيجة كما هو موضح في الجدول التالي:

ذكاء / تحصيل	مرتفع	منخفض	مج
ناجح	40 (أ)	10 (ب)	50
راسب	20 (ج)	30 (د)	50
مج	60	40	100

المطلوب: مقارنة هذه النتيجة بما كان يتوقع لها لو أن الذكاء لا يؤثر في التحصيل (الفرض الصفري).

الحل: نشكل جدولاً آخر تحتوي على تكرارات

سوف متعرّض إلى طريقة حساب (كا^2) من الجدول المزدوج، وقد تعمدت تقسيم العناصر إلى أجزاء حتى يكون هناك نوع من تحسين المعلومات المأخوذة.

المقصود بالجدول المزدوج (2×2)

مثال: إذا قسمنا عدد من أطفال الصف الخامسة ابتدائي، مثلا حسب اختبار للذكاء إلى مجموعتين أحداهما مرتفعة والأخرى منخفضة، ثم لاحظنا في نهاية العام الدراسي نجاح، ورسوب أطفال المجموعتين فكانت النتيجة، كما هو موضح في الجدول الآتي:

ذكاء / تحصيل	مرتفع	منخفض	مج
ناجح	40 (أ)	10 (ب)	50
راسب	20 (ج)	30 (د)	50
مج	60	40	100

المطلوب: مقارنة هذه النتيجة، بما كان يتوقع لها أن الذكاء لا يؤثر في التحصيل (H_0)

الحل:

1- نعد جدول آخر يحتوي على تكرارات فرضية مؤسسة على افتراض الفرض الصفري [ر يؤثر الذكاء في التحصيل الدراسي]، وفي هذه الحالة يكون عدد الناجحين مساويا لعدد الرّاسبين في كل من فئتين الذكاء (2) أي يصبح الجدول التكراري النظري كمايلي:

ذكاء / تحصيل	مرتفع	منخفض	مج
ناجح	30	20	50
راسب	30	20	50
مج	60	40	100

ويمكن الحصول على التكرارات النظرية المقابلة لكل تكرار تجريبي عن طريق ضرب عمود التكرار الأوّل× مجموع تكرار صفة وقسمة الناتج على المجموع الكلي للتكرارات على النحو التالي:

ذكاء / تحصيل	مرتفع	منخفض	مج
ناجح	10	10-	0
راسب	10-	10	0
مج	0	0	0

(هنا نستعمل الجدولين السابقين على اعتبار أن الجدول الأوّل α يعطينا النتائج التجريبية والجدول الثاني تعطينا النتائج النظرية الفرض الصفري الذي تم وضعه، الآن ماذا نفعل في الجدول الثالث ننجز الفروق بين التكرارين التجريبي والنظري بالنسبة لكل فئة أ، ب، ج ، د، تكرار تجريبي، تكرار النظري في في كل مرّة).

(أ) $40-30=10$

(ب) $10-20=-10$

(ج) $10-30=-10$

(د) $30-20=10$

(أ) التكرار النظري 60 (كَ)المقابل التكرار التجريبي (40) $\frac{50\times60}{100}=30$

(ب)ت ن 40 (كَ) ت. ت (10)÷ مج الكلي ÷ 100 $\frac{50\times40}{100}=20$

(ج) ت ن 60 (كَ) ت ت (20) $\frac{50\times60}{100}=30$

(د) ت ن 40 (كَ) ت ت (30) $\frac{50\times40}{100}=20$

ملاحظة: لو لاحظنا هذه التكرارات هي نفسها التي حصلنا عليها سابقا (من الجدول A).

21- الآن يعد جدولا ثالثا يشمل الفروق بين التكرارات التجريبية (ك) والتكرارات النظرية (كَ) المعتمد على الفروض الصفري كما يأتي:

أي درجة الحرية:

(2-1) (2-1) = 1 (درجة الحرية =1).

ومن هنا تكون مرحلة المقارنة واتخاذ القرار قيمة (كا^2) الجدولية المقابلة لدرجات الحرية (1) عند مستوى الدلالة 0.001 ⟵ 10.83.

أي كا^2 المحسوبة > كا^2 الجدولية

عند مستوى الدلالة 0.001 ودرجة الحرية 1 أي أن كا^2 المحسوبة دالة إحصائيا عند مستوى الدلالة.

وهذا يعني ماذا؟

الجواب: هذا يجعلنا نرفض الفرض الصفري، [لا يؤثر الذكاء في التحصيل].

ونقبل الفرض البديل [يؤثر الذكاء في النجاح التحصيلي].

مثال: (تطبيقي)

يوضح الجدول الآتي استجابات الذكور والإناث عن سؤال من أسئلة استبيان أحسب (كا^2)

المرحلة الثالية هي إعداد جدول يحتوي على:

التكرار التجريبي(ك) والتكرار النظري (كَ) لحساب (كا^2) على النحو الآتي:

[نفس الجدول الذي أنجزناه في الحصة الماضية]

ك	كَ	ك − كَ	(ك − كَ)^2	$\frac{(ك-كَ)^2}{كَ}$
40	30	10	100	3.33
20	30	10−	100	3.33
10	20	10−	100	5.0
30	20	10	100	5.0
مج 100				مج 16.66

إذن: $كا^2 = \frac{مج(ك-كَ)^2}{كَ} = 16.66$

درجة الحرية: (كيفية حسابها) في هذه الحالة (عدد الأعمدة −1) (عدد الصفوف −1) [من الجدول الأوّل الصفوف (راسب، ناجح)معناه 2، الأعمدة (مرتفع، منخفض) معناه 2].

الإستجابة / النوع	موافق جداً	موافق نوعاً ما	لا أدري	أرفض تماما	أرفض جداَ	مج
ذكور	5	37	13	28	5	88
إناث	3	17	8	20	5	53
مج	8	54	21	48	10	141

الحل: واجب لا يقدم الحل (لم يقدم الحل تعطي فقط نتيجة كا^2 النهائية للطلبة)

1− نحسب التكرارات النظرية أو المتوقعة لكلّ خلية من خلايا الجدول على النحو التالي:

أ− التكرار النظري (كَ) لخلية ذكور موافق جداً $\frac{88\times8}{141} = 5$

ب−التكرار النظري (كَ) لخلية ذكور موافق نوعا ما $\frac{88\times54}{141} = 33.7$

وهكذا لجميع خلايا الجدول حتى نحصل على التكرارات المتوقعة كما هو في الجدول.

الإستجابة / النوع	موافق جداً	موافق نوعاً ما	لا أدري	أرفض تماما	أرفض جداً	مج
ذكور	5	33.7	13.4	30	6.2	88
إناث	3	20.3	7.6	18	3.8	53
مج	8	54	21	48	10	141

نلاحظ أن التكرار المتوقع للخليتين (إناث موافق جدا، إناث أرفض جداً أقل من 5) لذا فعلينا أن نجمع خلايا عمود "موافق جدا" على عمود "موافق".

ونجمع خلايا عمود "أرفض نوعاً ما" مع خلايا عمود "أرفض جداً" لنحصل بذلك على عمود "أرفض"حتى نكوّن الجدول التالي:

الإستجابة / النوع	موافق	لا أدري	أرفض	مج
ذكور	42	13	33	88
إناث	20	8	25	53
مج	62	21	58	141

2- نحسب التكرارات المتوقعة للجدول السابق بعد ضمّ الأعمدة والصفوف، كما هو موضح في الجدول:

الإستجابة / النوع	موافق	لا أدري	أرفض
ذكور	38.7	13.11	36.20
إناث	23.3	7.89	21.8

3- نحسب كا^2 على النحو الآتي:

ك	كَ	ك – كَ	(ك – كَ)^2	$\frac{(ك - كَ)^2}{كَ}$
24	38.7	3.30	10.89	0.280
20	23.30	3.30-	10.89	0.470
13	13.11	0.11-	0.012	0.001
8	7.89	0.11	0.012	0.002
33	36.20	3.20-	10.24	0.280
25	****	3.20	10.24	0.470

$$كا^{2} = \frac{مج^{2}\left(ك - كَ\right)}{كَ} = 1.503$$

$كا^{2}$ =1.503

4- درجة الحرية:

(عدد الأعمدة -1) (عدد الصفوف-1)

(3-1)(2-1)= 2 × 1

درجة الحرية = 2

قيمة $كا^{2}$ الجدولية المقابلة لدرجات الحرية (2) عند مستوى الدلالة 0.05 تساوي 5.99 وبالتالي فإن قيمة $كا^{2}$ المحسوبة (1.503) غير دالة إحصائيا اي نستطيع أن تقرر أنه:

لا توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين إستجابات الذكور والإناث عن ذلك السؤال.

ويمكن حساب ($كا^{2}$) في حالة احتواء التكرارات المتوقعة على قيمة أقل من 5 عن طريق تعديل الفرق بين التكرار التجريبي والنظري (ك – كَ) بطرح قيمة مقدار 0.5 (أ د/ عبد المنعم، 2006، ص 130-135).

3- اختبار كولموجروف:

هو من الاختبارات اللابارامترية

1-**اختبار كولمروجورف – سميرنوف Kolmogorov-Sminov Test**

يستعمل لغرض اختبار أن العينة المأخوذة بصورة عشوائية ذات توزيع طبيعي، وفي كثير من الحالات يعد من أنسب الاختبارات اللامعلمية لاختبار الاختلافات بين عينتين، ولكن إذا افترضنا أن انتشار وشكل التوزيع متشابه في عينتين فأن اختبار ولكاكسن للمرتبة وعلامتها يكون أفضل.

ويستعمل هذا الاختيار لاختبار تجانس التباين عندما يكون حجم العينة 2000 فأكثر، وبعكسه فإن اختبار سيمونوف يكون أكثر دقة.

ملاحظة: قد تختلف نتائج الاختبارات المختلفة فيما يخص المعنوية وذلك أمر طبيعي بمعنى أن الاختبار الذي يشير إلى معنوية الاختلافات مثلا اختبار T قد لا يطابق اختبار Duncan وكذلك الحال بالنسبة للاختيارات اللامعلمية.

ملاحظة: درج العديد من الباحثين على اعتماد اختبار t للمقارنة بين المتوسطات في جميع التحليلاتت الإحصائية دون الاهتمام بتوفر شروط ذلك الاختبار، ورغم أن هذا الاختبار مهم ودقيق عند توفر شروط اعتماده وهي أن يكون توزيع العينات توزيعا طبيعيا وأن يكون التباين متجانس بين المعاملات وأن تكون العوامل مستقلة فأن يكون اختبارا خاطئا عند عدم توفر أي من الشروط وهو أمر ممكن أن نجده في بعض العينات كما في المثال التالي:

مثال: ادناه بيانات معاملتان ونلاحظ أن متوسطيها مقارب إلى الصفر ولكن تباينها يختلف اختلافا واضحا إذ نجد أن المعاملة الأولى تتراوح قيمها من 2.5 إلى −2.5 فيما تتراوح قيم الثانية بين 6 و−6 وإذا كان اختبار t يكتشف الاختلاف في التباين إلا أنه ليس كذلك فيما يخص التوزيع الطبيعي! فيما نجد أن اختبار كولموجروف –سيرنوف يكشف ذلك، غذ انه يختبر فرضية العدم التي تنص بأن مشاهدات متغير ما تتبع التوزيع الطبيعي ضد الفرضية البديلة التي تنص على أنها لا تتوزع طبيعيا.

يستخدم هذا الاختبار لمعرفة طبيعة توزيع ظاهرة معينة في كونها تتبع التوزيع الطبيعي (الاعتدالي) من عدمه، وهذا الاختبار ضروري في اختبار الفرضيات لأن معظم الاختبارات المعلمية تشترط البيانات طبيعيا.

مع ملاحظة أنه يستخدم اختبار كولمجروف –سمرنوف لمعرف توزيع البيانات إذا كان حجم العينة أكبر من أو يساوي 50، بينما يستخدم اختبار شبيرو–ويلك (Shapiro–Wilk) إذا كان حجم العينة أقل من 50. (أ. د/ سناء– د/ سمير 2013، ص 33).

مثال تطبيقي:

تمثل البيانات التالية درجات 50 طالبا في مساق علم النفس:

90	82	76	32	21
80	92	65	30	40
70	60	82	45	88
90	70	80	89	89

60	50	90	88	92
76	65	92	77	85
68	79	86	86	79
94	82	71	90	31
83	68	93	94	29
74	80	68	97	50

استخدم اختبار كولمجروف–سمرنوف لمعرفة أن البيانات السابقة لها توزيع طبيعي أم لا مستخدما مستوى دلالة $\alpha = 0.05$ (الملف Normal).

يستخدم اختبار كولمجروف–سميرنوف في حالة البيانات الاسمية، أو مقاييس التقدير Rating Scales لقياس حسن المطابقة عن طريق التحقق من صحة الفرض الصفري (لا توجد فروق بين التكرارات)، بدلا من اختبار (كا^2) الخاص بقياس دلالة البيانات التصنيفية، ويقوم اختبار كولموجروف–سميرنوف على مقارنة التوزيع التكراري المتجمع (التراكمي) –تحت شرط التوزيع النظري– مع التوزيع التكراري المتجمع الملاحظ، ويمثل التوزيع النظري ما هو متوقع تحت شرط الفرض الصفري، ويتم في هذا الاختبار تحديد النقطة التي يحدث فيها اعلى تباعد Divergence (أكبر فرق مطلق)، بين النسب المتجمعة الملاحظة (المشاهدة) والنسب المتجمعة المتوقعة، ويستخدم هذا الاختبار الإحصائي في اختبار نفس الفرض الذي يتم اختباره بواسطة (كا^2) في حالة العينة الواحدة، إلا أنه أكثر دقة وسهولة في إجراء العمليات الحسابية من (كا^2)، كما أنه يفضل استخدامه عن (كا^2) عندما يكون حجم العينة ≥ 30 فردا، ويتم حسابه من المعادلة الآتية:

$$\text{أكبر فرق مطلق}(K.S) = \left(\frac{\text{ك}_1}{\text{ن}} - \frac{\text{كَ}_2}{\text{ن}}\right)$$

حيث أن:

ك$_1$: التكرار المجتمع التصاعدي المشاهد أو الملاحظ،

$\frac{\text{ك}_1}{\text{ن}}$: التكرار المتجمع الملاحظ النسبي،

كَ: التكرار المتجمع التصاعدي للتكرارات المتوقعة (ك^2).

$\frac{\text{كَ}_2}{\text{ن}}$: التكرار المتجمع التصاعدي النسبي للتكرارات المتوقعة.

ن: عدد أفراد العينة= مجموع التكرارات (مج ك).

ويتم مقارنة قيمة K.S ، المحسوبة بالقيمة النظرية الجدولية المقابلة لعدد أفراد العينة (ن) من جدول القيم النظرية الخاصة بهذا الاختبار (اختبار كولمجروف- سميرنوف للعينة الواحدة)، فإذا كانت القيمة تامجدولة K.S≤ القيمة النظرية الجدولية فهذا يدل على وجود فرق دال إحصائيا بين التكرار الملاحظ والتكرار المتوقع، وبالتالي يتم رفض الفرض الصفري وقبول الفرض البديل.

4- إختبار مان ويتني:

من المناسب استخدام اختبار مان-وتني عند اختبار فرضية مبدئية تنص على عدم وجود فرق بين وسطي مجتمعين ما، ويستخدم في حالة عدم التأكد من أن توزيع المجتمعين هو التوزيع الطبيعي، أو أن تكون البيانات المأخوذة من العينتين غير دقيقة أو تعتمد على ترتيب عناصر العينتين من حيث القيمة.

في مثل هذه الحالات فإن اختبار مان-وتني (غير معلمي) يعتبر بديلا لاختبار t (معلمي) لاختبار فرضيات حول الفرق بين متوسطي مجتمعين في حالة العينات المستقلة، وهو من الاختبارات اللابارامترية. (أ. د/ سناء، د/ سمير 2013، ص74).

إذن يعد اختبار مان وتني اختبارا غير معلمي (Nonparametric Test) إذ يقوم على حساب الرتب بدلا عن القيم.

ويعد الاختبار:

1. بديلا غير معلمي للاختبار المعلمي ت للعينات المستقلة.(Independent-Sample-T-test)
2. يصلح لحساب الفروق في الرتب بين عينتين مستقلتين فقط.

مثال:

الجدول التالي يوضح أنواع المجموعات (2) مجموعة سبق لها التدريب/ مجموعة لم يسبق لها التدريب، وعدد الدقائق اللازمة للتعلم ...فهل توجد فروق بين أنواع المجموعات فيما يتعلق بالوقت اللازم للتعلم محسوبا بالدقائق؟ (Weiss, 2008)/

عندي مجموعتان مستقلتان (متغير مستقل على المستوى التصنيفي) ومتغير تابع (الدقائق ...على المستوى الكمي) ولكن بسبب حجم العينة القليل واعتبارات أخرى سنعامل المتغير التابع على أنه من المستوى الرتبي (سنحول القيم غلى رتب).

في هذه الحالة:

1- مجموعات مستقلة (لكل شخص درجة واحدة فقط لا غير).

2- متغير مستقل تصنيفي.

3- متغير تابع على المستوى الرتبي.

الإختبار المناسب هو اختبار مان وتني

المجموعة الثانية	المجموعة الأولى
142	139
109	118
130	164
107	151
155	182
88	140
95	134
104	

المجموعة	الوقت اللازم للتعلم
1	139
1	118
1	164
1	151
1	182
1	140
1	134
2	142
2	109
2	130
2	107

155	2
88	2
95	2
104	2

1- مجموعة لم يسبق لها التدريب متوسط الرتب 10.57، وحاصل جمع الرتب 74	2- مجموعة سبق لها التدريب متوسط الرتب 5.75، وحاصل جمع الرتب 46.

$U_1 = R_1 - \frac{n_1(n_1+1)}{2}$ أو $U_2 = R_2 - \frac{n_2(n_2+1)}{2}$

الإفتراضات:

1- العينات مختارة عشوائيا.

2- العينات مستقلة.

3- تشابه التوزيعات للمجتمعات.

4- جميع حجوم العينات 5 فأكثر

متى يمكننا استخدام اختبار "ي"؟

يمكن استخدام اختبار "ي" في حالات العينات الصغيرة جدا التي لا تتجاوز عدد أفرادها "8"، كذلك يمكننا استخدامه في حالة العينات ذات الأحجام المتوسطة (9-20)، وكذلك مع العينات التي يزيد عدد أفرادها عن (20) لذلك فإن قيمة (ي) يمكن أن تحسب بواحدة من ثلاث طرق مختلفة ويكون اختبار الطريقة المناسبة في ضوء حجم كل من العينتين التي تجري المقارنة بينهم.

أولا: عندما تكون ن < 9

1. ندمجدرجاتالمجموعتينوكأنهمامجموعةواحدةمعترتيبالدرجاتمنالأصغرإلىالأكبر .

2. نرمز بالرمز (س) لدرجات المجموعة الأولى، ونرمز بالرمز (ص) لدرجات المجموعة الثانية، ويكتب الرمز أسفل الدرجات في الجدول.

3. نحسب قيمة "ى$_1$" وهي عدد (س) الأقل من (ص).

4. نحسب قيمة "ى$_2$" وهي عدد (ص) الأقل من(س).

5. نحدد أي القيمتين اصغر ونكشف عنها بجدول ما ن وتنيل لعينات الصغيرة. وذلك باستخدام "ى" الصغرى، ن الكبرى، ن الصغرى..

وإذا وجدنا أن الرقم الجدولي المكتوب 0.05 فأقل فإن ذلك يشير إلى وجود دلالة إحصائية بين العينتين؛ وإذا وجدنا أن الرقم الجدولي اكبر من0.05 فإن ذلك يشير إلى عدم وجود فروق بين المجموعتين "العينتين".

❖ **تطبيق:**

فيما يلي درجات لسمة العصابية لدى مجموعة من مرضى آلام أسفل الظهر ومجموعة من غير المرضى والمطلوب التحقق من دلالة الفروق.

درجات العصابية لدى مجموعة من غير المرضى(**ص**)	درجات العصابية لدى مرضى آلام الظهر(**س**)
10 15 16	11 13 14 18 22

❖ **الحل**

ص .... ← درجات المجموعة الأولى

س .... ← درجات المجموعة الثانية

$ن_1$ .... ← عدد أفراد المجموعة الأولى

$ن_2$ .... ← عدد أفراد المجموعة الثانية

❖ يتم ترتيب درجات المجموعتين في جدول واحد كالتالي:

الدرجات	10	11	13	14	15	16	18	22
الرمز	ص	س	س	س	ص	ص	س	س

❖ لحساب "$ى_1$" نحسب عدد السينات ذات القيم الأقل من الصادات.

فنجد أنه عندما "**ص=10**" لا توجد قيم في **(س)** اقل من **10**

وعندما "**ص=15**" فهناك ثلاث قيم في **(س)**اقل من **15** هم"**11،13،14**" وهكذا

$ى_1$=0+3+3=6

❖ لحساب"$ى_2$" نحسب عدد الصادات ذات القيم الأقل من السينات

$ى_2$=1+1+1+3+3=9

❖ بعد حساب قيمة "ى" في الحالتين تؤخذ القيمة الصغرى وهى

$ى_1$ =6 وعندما ن1=3، $ن_2$=5
ونجد أن القيمة الجدولية لاختبار ذيل واحد هي 0.393
وتكون بالنسبة لاختبار ذيلين 0.786 وهي اكبر من 0.05

❖ ومن ثم فلا توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين المجموعتين وبالتالي يتم قبول الفرض الصفري..

22- ثانيا عندما تكون9< ن<20:

لاستخراج قيم "ى"في حالة العينات ذات الأحجام المتوسطة(9:20)فردا نستخدم المعادلة التالية:

$$ى_1 = ن_1 ن_2 + \frac{ن_1(ن_1 + 1)}{2} - ر_1$$

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

حيث أن :

$ن_1$ ....← أفراد العينة الأولى

$ن_2$ ....← أفراد العينة الثانية

$ر_1$ م ....← جموع رتب درجات أفراد العينة الأولى

$ر_2$ ....← مجموع رتب درجات أفراد العينة

تطبيق:

أراد احد المدرسين اختبار اثر برنامج لتنمية الابتكار على التفكير الابتكاري لدى طلاب المرحلة الثانوية، ولأجل اختبار فرضيته الإحصائية التي تقول بعدم وجود تأثير للبرنامج ،فإن هذا المدرس قد اختار عينتين عشوائيتين ،حيث تلقت المجموعة الأولى البرنامج بينما لم تتلق المجموعة الثانية ذات البرنامج، وبعد الانتهاء من إجراء البرنامج أجرى على المجموعتين اختبارا في التفكير الابتكاري وكانت النتائج كما هي موضحة بالجدول التالي:

درجات ورتب مجموعتين من الطلاب على اختبار التفكير الابتكاري			
المجموعة أ		المجموعة ب	
الدرجة	الرتبة	الدرجة	الرتبة
60	13	65	20
62	16	62	16
47	2	59	11
54	7.5	62	16
60	13	67	22
48	3	51	6
64	18.5	56	10
50	5	68	23
54	7.5	69	24
49	4	45	1
		66	21
		64	18.5
		55	9
		60	13
		70	25
$ن_1=10$	مج $ر_1=89.5$	$ن_2=15$	مج $ر_2=235.5$

ومن أجل اختبار الفرضية الصفرية نقوم بإتباع التالي:

- ترتب درجات المجموعتين وكأنها درجات مجموعة واحدة حيث يعطى الترتيب (1)لأصغر درجة وهى في المثال (45)ثم يعطى(2) إلى الدرجة التالية وهى (47)وهكذا..
- تجمع رتب كل مجموعة على حده لاستخراج قيمة (ر)
- تحسب قيمة "ى" وفقا للمعادلات الذكورة:

$$ى_1 = ن_1 ن_2 + \frac{ن_1(ن_1 + 1)}{2} - ر_1$$

$$ى_1 = (10)(15) + \frac{10(10+1)}{2} - 89.5$$

$$ى_1 = 150 + \frac{10(11)}{2} - 89.5$$

$$ى_1 = 115.5$$

- وتحسب قيمة "ى$_2$" بنفس الطريقة

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

$$ى_2 = (10)(15) + \frac{15(15+1)}{2} - 235.5$$

$$ى_2 = 150 + \frac{15(16)}{2} - 235.5$$

$$ى_2 = 35.5$$

- وبعد حساب قيمة "ى" في الحالتين تؤخذ القيمة الصغرى وهى (34.5) ثم تقارن بالقيمة النظرية من جدول (القيم النظرية في اختبار مان –وتني "حجم العينة المتوسطة")حيث نجد أن مستوى الدلالة 0.05عندما تكون ن$_1$=10، ن$_2$=15 هي 39
- وحيث أن 34.5(المحسوبة) أصغر من 39(الجدوليه) فإن هذا يعني أن المجموعتين تختلفان من حيث التفكير الابتكاري مما يعني أن البرنامج قد أثر تأثير دال إحصائيا على المجموعة التجريبية عنها لدى المجموعة الضابطة....

ثالثا: عندما ن> 20

نطبق نفس خطوات الحالة الثانية ولكن لا نكتفي بتحديد القيمة الصغرى "ى" ولكن نقوم بالتعويض في المعادلة التالية:

$$Z = \frac{ى_{\text{الصغرى}} - ن_1 ن_2}{\sqrt{\frac{ن_1 ن_2 (ن_1 + ن_2 + 1)}{3}}}$$

يلجأ الباحث إلى استخدام اختبار مان –ويتني لحساب الفروق عينتين، أو مجموعتين مستقلتين عندما يتعذر عليه استخدام اختبار "ت"، أي عندما لا تتحقق شروط اختبار "ت" (العينات العشوائية، تجانس التباين، اعتدالية التوزيع، استقلالية العينات، وغيرها)، وأيضا عندما تكون البيانات التي حصل عليها

الباحث لمتغيرات بحثه في صورة رتب، أو درجات يمكن تحويلها إلى رتب، ويعد اختبار مان–ويتني من أقوى الاختبارات اللابارامترية للعينات الصغيرة وأقدمها ومن أقوى البدائل عندما يتعذر على الباحث استخدام "ت".

وتوجد ثلاثة أنواع من المعالجة في هذا الاختبار هي: عندما يكون عدد أفراد العينات >9، وعندما تكون العينات ذات حجم متوسط (9<ن<20)، وعندما يزيد أفراد العينة عن 20 (ن> 20).

1- عندما يكون عدد أفراد كل مجموعة (ن$_1$ ، ن$_2$) >9:

نقوم بدمج درجات المجموعتين معا، ونرتبها ترتيبا طبيعيا، ثم نحدد المجموعة ذات الحجم الأصغر، ونحسب قيمة U لهذه المجموعة عن طريق حساب عدد مرات التي فيها درجة من المجموعة الثانية تسبق درجة من المجموعة الأولى وبعد تحديد ن$_1$، ن$_2$، U نكشف في الجداول المعدة لذلك، فإذا كانت U المحسوبة $\leq$U الجدولية عند مستوى الدلالة المختار (α)، فإنه يتم فرق الحالة رفض الفرض الصفري وقبول الفرض البديل بأنه توجد فروق دالة بين المجموعتين في المتغير التابع، أما غذا كانت U المحسوبة>U الجدولية فيتم قبول الفرض الصفري "لا توجد فروق" ورفض الفرض البديل (نلاحظ أن *** عن دلالة U عكس الكشف عن دلالة اختبار "ت" ودلالة كا^2).

مثال: حصل باحث في بحثه على البيانات الآتية:

المجموعة التجريبية (ت)	78	64	75	45	82
المجموعة الضابطة (ض)	110	70	53	51	-

المطلوب: حساب الفروق بين المجموعتين باستخدام اختبار مان– ويتني.

خطوات الحل:

1- نرتب درجات أفراد المجموعتين معا ترتيبا طبيعيا.

2- نحدد المجموعة الصغرى وهي المجموعة الضابطة ن$_1$ في مثالنا، ويعني أن المجموعة التجريبية (ن$_2$) هي الأكبر (نرمز عادة للمجموعة بالرمز ن$_2$).

3- نضع الرمز (ت) لكل درجة من درجات المجموعة الأولى (ن$_1$) *** الرمز (ض) لكل درجة من درجات المجموعة الثانية (ن$_2$)، كما هو مبين في الجدول:

45	51	53	64	70	75	78	82	110
ت	ض	ض	ت	ض	ت	ت	ت	ض

4- نحسب قيمة U للمجموعة الصغرى ($ن_1$) عن طريق فحص المجموعة الضابطة (ض)، أو المجموعة الثانية ($ن_2$)، وذلك بحساب درجات المجموعة التجريبية (ت) التي تسبق كل درجة في المجموعة الضابطة (ض).

U= عدد مرات التي تسبق كل ض= 1+1+2+5=9.

U= 9، $ن_1$=4، $ن_2$ الكبرى =5.

قيمة U الجدولية المقابلة لـ $ن_1$ =4،$ن_2$= 5 عند مستوى 0.05 (أدنى مستوى لدلالة الطرفين متفق عليه غي العلوم السلوكية) تساوي واحد، أي أن U المحسوبة >U الجدولية، وهنا قبول الفرض الصفري، ورفض الفرض البديل.

2- عندما تكون 9 ≤ ن ≤20:

يتم استخدام اختبار-ويتني في هذه الحالة وفقا للخطوات الآتية:

أ- نقوم بتسجيل درجات أفراد كل مجموعة في جدول، ثم تحويل هذه الدرجات إلى رتب (ر)، بحيث يكتب أمام درجة رتبها في العينتين معا، وليس مجرد رتبتها في مجموعتها التي تنتمي إليها، مع مراعاة أن الدرجة الصغرى تأخذ الرتبة 1، فالأكبر 2، فالأكبر 3 وهكذا، وفي حالة الدرجات المتساوية فإنها تعطى متوسط الرتب المتتالية التي تحتلها (راجع طريقة حساب معامل ارتباط الرتب لسبيرمانفي الفصل السادس).

ب-نجمع رتب درجات كل مجموعة ($ن_1$، $ن_2$) نرمز له بالرمز مج $ر_1$ للمجموعة الأولى ومج $ر_2$ للمجموعة الثانية (بمراجعة الحل نذكر بأن:

$$\text{مج } ر_1 + \text{مج } ر_2 = \frac{(ن_1 + ن_2)\left(ن_1 + ن_2 + 1\right)}{2}$$

ج-نحسب U_1، U_2 من المعادلات الآتية:

$$U_1 = ن_1 ن_2 + \frac{ن_1(ن_1 + 1)}{2} - \text{مج } ر_1$$

$$U_2 = \text{ن}_1\text{ن}_2 + \frac{\text{ن}_2(\text{ن}_2 + 1)}{2} - \text{مج ر}_2$$

للمراجعة U_1، U_2 = ن$_1$ × ن$_2$

د- نحدد U الصغرى سواء كانت U_1أو U_2، ونكشف في الجداول عن قيمة U الجدولية المقابلة لعدد أفراد المجموعة الأولى ن$_1$، وعدد أفراد المجموعة الثانية ن$_2$، فإذا كانت U الصغرى المحسوبة ≤U الجدولية يكون للفرق بين المجموعتين دلالة إحصائية، وهنا نرفض الفرض الصفري ونقبل الفرض البديل، أما إذا كانت U الصغرى المحسوبة >U الجدولية، فهذا يدل على أن الفرق بين المجموعتين غير دال إحصائيا، وهنا نقبل الفرض الصفري ونرفض الفرض البديل.

5- اختبار ويلكوكسون للفرق بين رتب قيم مرتبطة Wilcoxon

متى يستخدم اختبار ويلكوكسون؟

يستخدم الباحثون اختبار "ويلكوكسون" عندما يتعذر استخدام اختبار (T) لمتوسطين مرتبطين (كما وضحنا سابقا).

1- واختبار ويلكوكسون يصلح في حالة المقارنة بين درجات المجموعة التجريبية في القياسين القبلي والبعدي.

2- كما يصلح في حساب الفروق بين درجات مجموعة من الأفراد في اختبار ما.

ودرجات نفس المجموعة من الأفراد في اختبار آخر بصفة عامة اختبار ويلكوكسون يصلح للمجموعات المتكافئة التي يناظر كل التي يناظر كل فرد في إحدى المجموعات فرداً آخر في المجموعات المتكافئة، وهناك من أطلق على هذا الاختبار تسمية الأزواج المترتبة المتماثلة نظراً لكونه يعتمد على ترتيب الفروق بين كل زوجين من الدرجات التي تحصل عليها الفرد في الظاهرتين موضوع البحث.

واختبار لا يستخدم التصنيفات الإسمية (أي يشترط أن تكون الدرجات في شكل أرقام عددية ويستخدم اختبار ويلكوكسون في حالة العينات المكوّنة من 6 أفراد إلى 50 فرداً)، واستخدامه يكون على النحو التالي:

1- الحالة الأولى: عندما تكون العينة: 1< ن < 25، لتوضيح طريقة استخدام الإختبار في هذه الحالة، نعرض المثال التالي:

مثال:

طبق باحث اختبار القلق على 10 طلاب من الطلاب مرتفعي القلق (قياس قبلي)، وبعد أن استخدم معهم أسلوب للعلاج السلوكي لتخفيف القلق لديهم، قام بتطبيق اختبار القلق عليهم مرة ثانية (اختبار بعدي) فحصل الباحث على البيانات التالية:

قياس قبلي	28	45	27	33	26	31	35	28	26	34
قياس بعدي	27	45	24	23	34	23	29	30	31	27

لمعرفة الفروق بين درجات القياسين القبلي والبعدي تتبع الخطوات التالية:

قياس قبلي	قياس بعدي	الفروق	الرتب	رتب الفروق الموجبة	رتب الفروق السالب
28	27	1	1	1	
45	45	0			
27	24	3	3	3	
33	23	10	9	9	
26	34	-8	7.5	مجموع رتبة 7 والرتبة 8 ÷2	7.5
31	23	8	7.5	7.5	
35	29	6	5	5	
28	30	-2	2		2
26	31	-5	4		4
34	27	7	6	6	
				T_2=31.5	T_2=13.5

الرتب تنجز بالقيمة المطلقة

ننقل فقط

الخطوات التي يتم اتباعها:

1. نضع درجات القياس القبلي والقياس البعدي في عمودين.

2. نحسب الفروق بين درجات القياس القبلي والقياس البعدي (نطرح درجات القياس البعدي من درجات القياس القبلي)، كما هو موضح في العمود الثالث.

3. نضع رتبا للفروق (بغض النظر على الإشارات السالبة وافتراض أن الفروق مطلقة)، فنعطي الرتبة 1 لأصغر فرق، ثم الرتبة (2) للفرق الذي يليه... وهكذا، وإهمال الفروق الصفرية كما هو موضح في العمود الرابع.

4. نسجل (مجرد إعادة التسجيل) رتب الفروق الموجبة في العمود الخامس ومجموعها $T_1=31.5$.

5. نسجل رتب الفروق السالبة (مجرد التسجيل) في العمود السادس، ومجموعها $T_2=13.5$.

6. نحدد القيمة الصغرى T_1أو T_2، ففي المثال الذي أخذناه T_1، هي القيمة الصغرى، ثمّ نحدّد عدد الأزواج (ن) نظراً لأن الأزواج التي لها فروق صفرية يتم استعادها من العدد (ن) في المثال السابق عدد الأزواج ن=10، 10−1=9 (لأن واحد فقط هو الذي له فروق 0 العودة إلى الجدول).

7. نستخرج من جدول "ويلكوكسون" قيمة T النظرية (الجدولية) المقابلة لـ ن= 9.

عند مستوى الدلالة 0.05 أو مستوى الدلالة 0.01 لدلالة الطرفين (أي على اعتبار الفرضية ذات حدين).نجد أن: T=5 عند 0.05

T=2 عند 0.01

إذا كانت T_1 الصغرى المحسوبة $\leq$T الجدولية عند مستوى الدلالة 0.05 أو 0.01 لدلالة الطرفين فهذا يدل على وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين درجات القياس القبلي ودرجات القياس البعدي.

ففي مثالنا T_1الصغرى =13.5، فهذا يدلّ على عدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين درجات القياس القبلي، ودرجات القياس البعدي.

وبالتالي يتم قبول الفرض الصفري "لا توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين درجات القلق في القياسين القبلي والبعدي".

عندما تكون ن > 25:

عندما تكون العينة أكبر من 25، فقد يقترب التوزيع من التوزيع الإعتدالي، لذا يتم حساب الدرجة المعيارية على النحو التالي:

$$\text{المتوسط} = \frac{\text{ن (ن+1)}}{4}$$

الانحراف المعياري (ع)= $\sqrt{\frac{\text{ن (ن+1) (2ن+1)}}{24}}$

الدرجة المعيارية (ذ)= $\frac{\text{الانحراف عن المتوسط}}{\text{ع}}$

الإنحراف عن المتوسط = T (الصغرى)− $\frac{\text{ن (ن+1)}}{4}$

الإنحراف المعياري = $\frac{T(\text{الصغرى}) - \frac{\text{ن}(\text{ن}+1)}{4}}{\sqrt{\frac{\text{ن}(\text{ن}+1)(2\text{ن}+1)}{24}}}$

لذا وجب على الباحث اتباع نفس الخطوات السابقة حتى يستطيع أن تحدد القيمة الصغرى من القيمتين T_1أو T_2، ثم يعوض عنها في المعادلة السابقة، ويقارن قيمة (ذ) المحسوبة بالقيم المعيارية (± 1.96 ، ± 2.58) لدلالة الطرفين والقيم (± 1.345 ، ± 2.33) لدلالة الطرف الواحد عند مستوى الدلالة (0.025، 0.005).

ولما كانت الفروق الدالة إحصائيا تدل على وجود علاقة بين المتغير المستقل والمتغير التباع، لذا يجب على الباحث أن تحسب قوة هذه العلاقة بين المتغيرين، فعندما يستخدم الباحث اختبار "ويلكوكسن" في معرفة الفروق، وكانت الفروق دالة إحصائيا فإنه نستطيع أن يحسب قوة العلاقة بين المتغيرين المستقل والتابع باستخدام معامل الارتباط الثنائي لرتب الأزواج المرتبطة، والذي يتم حسابه من المعادلة الآتية:

$$\text{قوة العلاقة} \left(\text{ق}T\right) = \frac{4T_1}{\text{ن}\left(\text{ن} - 1\right)} - 1$$

حيث T_1: مجموع الرتب ذات الإشارة الموجبة.

ن: عدد أزواج الدرجات.

وقد تكون قيمة قT سالبة، فهذا يدل على أن مجموعة الرتب ذات الإشارات السالبة > مجموع الرتب ذات الإشارات الموجبة (T_2<T_2).

تمرين (سؤال 1) ⟵ الاختبار

طبق باحث مقياس السيطرة على مجموعة من الأفراد المتزوجين فحصل على البيانات التالية:

الزوج	25	9	17	8	1−	15	14	8	6
الزوجة	18	14	16	3	13−	10	11	3−	0

المطلوب: حساب دلالة لفروق باستخدام اختبار ويلكوكسن.

6− اختبار كوكران:

اقترح كوكران Cochran عام 1950 اختبارا يصلح للاستخدام في حالة حصول الباحث على بيانات اسمية من معالجات متعددة، أو قياسات متكررة على مجموعات مرتبطة (غير مستقلة)، أو مجموعة واحدة من الأفراد، بحيث تأخذ التصنيفات الدرجة (1، صفر) مثل (ناجح، راسب)، يأخذ "ناجح" الدرجة (1)، ويأخذ "راسب" الدرجة (صفر)، وهكذا. وأطلق عليه مسمى "اختبار كيو Q Test"، ويتم حسابه من المعادلة الآتية:

$$\text{كيو} = \frac{\text{ك}\left(\text{ك} - 1\right) \times \text{مج}^2(\text{مج س}_1 - \text{م}) + (\text{مج س}_2 - \text{م})^2 + \cdots + (\text{مج س}_{\text{ك}} - \text{م})^2}{\text{ك}\left(\text{مج س}\right) - \text{مج س}^2}$$

حيث أن: ك= عدد المعالجات.

مج س_1= مجموع درجات المعالجة الأولى.

مج س_2= مجموع درجات المعالجة الثانية.

مج $\text{س}_{\text{ك}}$= مجموع درجات المعالجة الأخيرة (ك).

مج س= مجموع درجات المعالجات (ك).

= مج س_1 +مج س_2 + ...+ مج $\text{س}_{\text{ك}}$

مج س^2= مجموع مربعات درجات المعالجات

ويتم اختبار دلالة (كيو) من جدول (كا^2) بدرجات حرية = ك−1، فإذا كانت قيمة (كيو) المحسوبة ≤ قيمة (كا^2) الجدولية عند مستوى دلالة معين (α) فهذا يدل على وجود فروق دالة بين المعالجات

المختلفة، وبالتالي يرفض الباحث الفرض الصفري، ويقبل الفرض البديل. (أ. د/ الدردير، 2006، ص170.)

7- اختبار فريدمان:

ابتكر فريدمان أسلوب إحصائيا لإختبار دلالة الفروق بين رتب أكثر من مجموعتين مرتبطتين أو بين مجموعات متشابهة من الأفراد (المتجانسين في بعض المتغيرات مثل: العمر، الذكاء، المستوى الإجتماعي والاقتصادي، ...وغيرها)، ويستخدم أيضا في التجارب التي يتم فيها إعادة القياس عددا من المرات على نفس التجربة ويعتمد اختبار فريدمان، على افتراض أن مجموعات القيم المرتبطة تأتي من مجتمعات متشابهة (الفرض الصغرى)، باستخدام البيانات الرتبية بدلاً من بيانات النسبة أو المسافة. وفي هذه الحالة تكون البيانات عبارة عن ترتيب الأفراد أنفسهم في عدد من الشروط التجريبية المختلفة.

مثال:

فيما يلي درجات ثمانية تلاميذ في التذكر، المطلوب حساب دلالة الفروق بين الدرجات.

التلاميذ (ن)	القياس			
	الأول	الثاني	الثالث	الرابع
1	7	7	4	3
2	8	8	5	6
3	9	7	4	3
4	8	6	3	3
5	10	5	2	1
6	10	6	3	2
7	9	5	4	2
8	11	6	3	2

خطوات الحل:

1- نعد جدول يتم فيه ترتيب الدرجات كل صف على حدى، بحيث أصغر درجة تأخذ الرتبة (1)، والدرجة التي تليها تأخذ الرتبة (2)، وهكذا كما موضح في الجدول الآتي:

ن	رتب القياس			
	الأول	الثاني	الثالث	الرابع
1	3.5	3.5	2	1
2	3.5	3.5	1	2
3	4	3	2	1
4	4	3	1.5	1.5
5	4	3	2	1
6	4	3	2	1
7	4	3	2	1
8	4	3	2	1
مج	ر $ع_1$=31	ر $ع_2$=25	ر $ع_3$= 14.5	ر $ع_4$=9.5

2- نجمع رتب كل عمود (ر $ع_1$=31، ر $ع_2$=25، ر $ع_3$= 14.5، ر $ع_4$=9.5)

3- نحسب متوسط مجاميع الرتب (م ع) من المعادلة الآتية:

$$\text{م ع} = \frac{\text{مجموع رتب الأعمدة}}{\text{عدد الأعمدة}}$$

$$\text{م ع} = \frac{9.5+14.5+25+31}{4} = 20$$

4- نحسب مجموع مربعات انحراف مجموع رتب كل عمود عن متوسط الرتب (مع) وليكن س:

$$\text{س} = [(\text{مج ر ع}_1 - \text{م ع})^2 + (\text{مج ر ع}_2 - \text{م ع})^2 + (\text{مج ر ع}_3 - \text{م ع})^2 + (\text{مج ر ع}_4 - \text{م ع})^2] 103$$

$$= (20-31)^2 + (20-25)^2 + (20-14.5)^2 + (20-9.5)^2 = 286.5$$

5- نختبر الفرض الصفري على أساس أن مجاميع رتب الأعمدة (القياسات المختلفة) متساوية، أي أن قيمة (س)= صفر من المعادلة الآتية:

$$\text{كا}^2 = \frac{12 \times \text{س}}{\text{ن} \times \text{ع}(\text{ع}+1)} \quad \text{درجة الحرية ع} - 1$$

حيث:

ن: عدد التلاميذ أو الصفوف.

ع: عدد الأعمدة أو عدد البدائل أو عدد الإختبارات

كا^2= $\frac{286.5\times12}{5\times4\times8} = 21.49$

6- نقارن قيمة (كا^2) المحسوبة (21.49) بقيمة (كا^2) الجدولية المقابلة لدرجة الحرية 4-1=3 عند 0.05، 0.01، 0.001.

23- فإذا كانت (كا^2) المحسوبة ≤كا^2 الجدولية عند أي مستوى من مستويات الدلالة السابقة نرفض الفرض الصفري، ونقبل الفرض البديل بأن المجموعات الأربعة لا تنتمي إلى مجتمعات متشابهة بسبب وجود فروق دالة إحصائية بينها، (كا^2) الجدولية المقابلة لدرجات الحرية (3)هي16.27 عند مستوى 0.001.

24- (كا^2) المحسوبة > (كا^2) الجدولية، وبالتالي يتم رفض الفرض الصفري،

ويمكن تبسيط المعادلة السابقة على النحو الآتي:

كا^2= $\frac{12}{ن\times ع(ع+1)}$× مج ر$^2{}_ع$ -3ن(ع+1)

حيث أن:

مج ر$^2{}_ع$: مربع مجموع رتب كل عمود.

ويمكن تطبيق هذه المعادلة على مثالنا السابق على النحو الآتي:

كا^2= $\frac{12}{5\times4\times8}$× [^{2}(31)+^{2}(25)+^{2}(14.5)+^{2}(9.5)] -3×8×5

كا^2= $\frac{12}{160}$× [90.25+210.25+625+961] -120

كا^2=141.5-120=21.5

وهي نفس القيمة التي حصلنا عليها سابق. (أ. د/ الدردير، 2006، ص167).

يذكر الضوي(2006، ص 85) "أن طريقة تحليل التباين تتمثل في حساب المجموع الكلي لمربعات الانحرافات ، لجميع الوحدات التجريبية في التجربة عن المتوسط العام، ومن ثم تقسيمه إلى مكونات طبقاً للمصادر المسببة لها، والتي يختلف عددها من تجربة لأخرى بحسب ظروف ونوع وتصميم التجربة، وكذلك يتم بنفس الطريقة تقسيم درجات الحرية الكليةANOVA .

ثم بعد ذلك تدون النتائج في جدول يطلق عليه اسم جدول تحليل التباين وتحليل التباين يعني تقسيم تباين المتغير التابع إلى قسمين (في حالة متغير مستقل واحد) أو عدة أقسام(في حالة أكثر من متغير

مستقل). واحد هذه الأقسام يرجع إلىالمتغير المستقل) أو المتغيرات المستقلة . (ويسمى بالأثر الرئيسي في تباين المتغير التابع، وهو تباين منظم أي معلوم مصدره .أما القسم الثاني(في حالة متغير مستقل واحد) فيرجع إلى تباين غير منتظم ومصدره درجات الأفراد ويسمى تباين الخطأ .والتباين الرئيسي Mean effect Variance وتباين الخطأError Variance همامتوسط مربعات حيث أن التباين ينتج من قسمة مجموع المربعات على درجات الحرية ويسمى الناتج بمتوسط المربعاتMean Square ويطلق على التباين الرئيسي اسم تباين بين المجموعاتBetween Groups Variance أما تباين الخطأ فيسمى التباين داخل المجموعات Within Groups Variance وينتج من قسمة تباين بين المجموعات على تباين الخطأ النسبة الفائية. (مراد 2000، ص266).

ومما سبق يرى الباحث أن تحليل التباين هو طريقة للمقارنة بين متوسطات المجموعات لتحديد الفروق بين هذه المتوسطات .

الفوائد الإحصائية لتحليل التباين :

يذكر الشمراني (2000) بأن هناك العديد من الفوائد الإحصائية لتحليل التباين تتلخص في الاستخدامات التالية :

1. قياس دلالة الفروق بين ثلاث (متوسطات) مجموعات أو أكثر.
2. قياس مدى الاختلاف في التباين (تجانس التباين).
3. اختبار معنوية (دلالة) معامل الانحدار.
4. قياس دلالة الفروق بين متوسطي مجموعتين (في حالة تحليل التباين المصاحب) .

أسباب استخدام تحليل التباين بدلا من استخدام اختبار (ت) :

1. **الجهد المبذول في عمل المقارنات :**

فالاعتماد على المقارنات الثنائية يتطلب جهداً لا مبرر له ، حيث يزداد عدد المقارنات بسرعة كلما ازداد عدد المجتمعات .

$$\text{عدد المقارنات} = \frac{\text{عدد المجموعات} \times \left(\text{عدد المجموعات} - 1\right)}{2}$$

2. **ضعف عملية المقارنة :**

عند المقارنة بين كل زوج من الأوساط ، فإننا نستخدم فقط المعلومات عن المجموعات المقارنتين ، ونهمل المعلومات المتوفرة عن باقي المجموعات والتي تجعل المقارنة أقوى فيما لو استعملت .

3. مخاطر الوقوع في خطأ من النوع الأول :

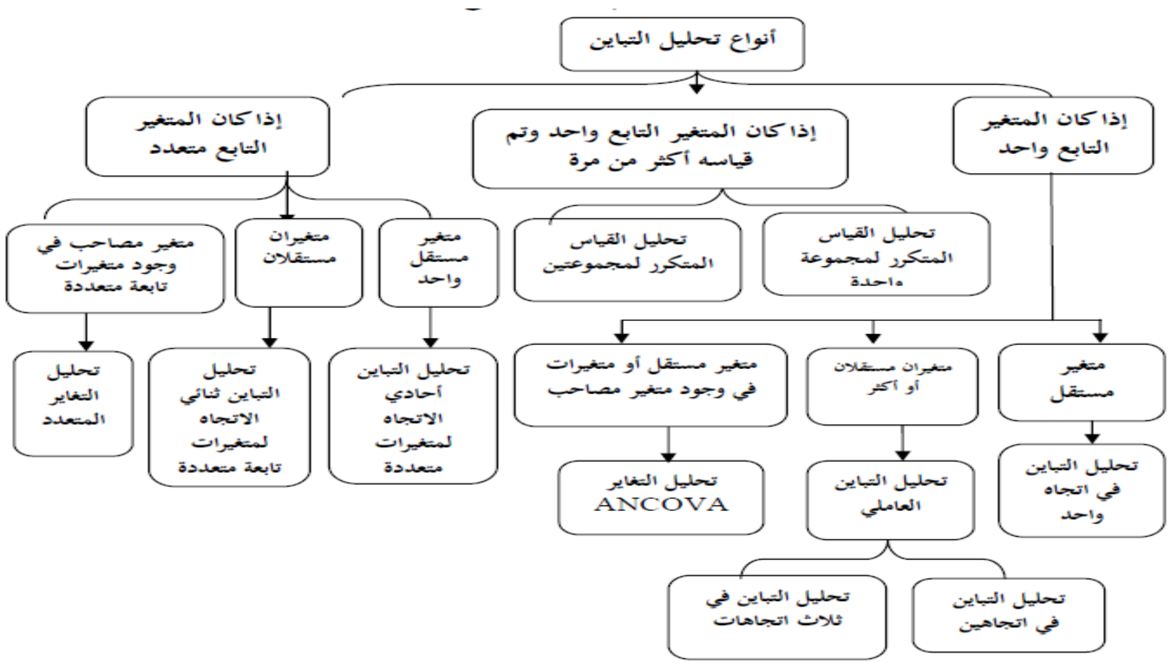
إن الاستخدام المتعدد لاختبار (ت) يزيد من خطر في ارتكاب الخطأ من النوع الأول ، فإذا كان عدد المقارنات التي نستخدم اختبار (ت) فيها يساوي (ر) ، وكان مستوى الدلالة المستخدم فإن احتمال ارتكاب خطأ واحد أو أكثر من النوع الأول في هذه المقارنات ، α في هذه المقارنات يعطي بالعلاقة :

احتمال ارتكاب خطأ من النوع الأول على الأقل= $1-(1-\alpha)^{ر}$

حيث ر: عدد المقارنات (عودة والخليلي، 2000، علام، 2005)

أنواع تحليل التباين :

هناك عدة أنواع من تحليل التباين تعتمد على عدد من المعالجات أو العوامل التي يتم دراسة تأثيرها وتتوقف هذه الأنواع على عدد المتغيرات المستقلة والتابعة، لذا سيعرض الباحث أهم هذه الأنواع وأكثرها شيوعاً في مخطط تفصيلي .



شكل: أنواع تحليل التباين

(أشرف، 1421هـ، ص 26-27)

تحليل التباين الأحادي ثلاثة أنواع

سوف نتناولها في هذا الجزء من المطبوعة

1. تحليل التباين الأحادي في اتجاه واحد One-Way ANOVA
2. تحليل التباين الأحادي في اتجاهين Two-Way ANOVA

3. تحليل التباين الأحادي في "ن" N-Way ANOVA

أولا: تحليل التباين الأحادي في اتجاه واحد One-Way ANOVA

مقدمة:

في تحليل التباين الأحادي في اتجاه واحد: نكون بصدد متغير واحد تابع، ومتغير واحد مستقل.

مثال ذلك:

لو أننا نريد المقارنة بين أداء الطلاب في إحدى المواد الدراسية المقررة، في ثلاث جامعات (جامعة حكومية، جامعة وطنية خاصة، جامعة أجنبية)، أي أننا نريد الإجابة على السؤال التالي:

هل هناك اختلاف (أو فروق معنوية) بين مستوى الطلاب في هذه الجامعات أم لا؟ وهذا السؤال -أيضا- يعني أننا نريد دراسة مدى معنوية تأثير نوع ملكية الجامعة (المتغير المستقل) على مستوى أداء الطلاب (المتغير التابع)، في هذه الحالة تجري تحليل التباين الأحادي في اتجاه واحد.

صياغة الفروض الإحصائية في حالة تحليل التباين الأحادي في اتجاه واحد: (بالتطبيق على المثال الحالي):

الفرض العدمي (H_0): لا يوجد اختلاف في مستوى الطلاب بين الجامعات الثلاثة في مادة الحاسب الآلي (أو أن متوسط درجات الطلاب في مادة الحاسب الآلي في الجامعات الثلاثة متساوي).

الفرض البديل (H_1): يوجد اختلاف في مستوى الطلاب في مادة الحاسب الآلي بين اثنين على الأقل من الجامعات الثلاثة (او يوجد اثنين على الأقل من المتوسطات غير متساويين).

الفروض الإحصائية بشكل آخر:

$$H_0: \mu_1 = \mu_2 = \mu_3$$

ذكر مراد (2000، ص 371) بأن تحليل التباين الأحادي " هو تحليل تباين متغير تابع لعدة مجموعات مستقلة، بمعنى أنه يهتم بتحليل بيانات متغير تابع في ضوء متغير مستقل (تصنيفي) يتضمن عدة مستويات هي المجموعات . وبذلك يكون في تحليل التباين الأحادي متغير مستقل واحد (ولهذا يسمى أحادي) ومتغير تابع واحد.

وينقسم هذا النوع من تحليل التباين في اتجاه واحد إلى حالتين كالتالي

الحالة الأولى: حالة تساوي حجوم العينات

لو فرضنا لدينا عينات عشوائية حجم كل واحد منها n محسوبة من مجتمعات توزيعها طبيعي ومتوسطاتها $\mu_1, \dots \dots \mu_k$ وتباين σ_1 والمطلوب اختبار فرضية.

$$H_0: \mu_1 = \mu_2 = \cdots \ldots \ldots \ldots \ldots . = \mu_k$$
$$H_0: \mu_1 \neq \mu_2 \neq \cdots \ldots \ldots \ldots \ldots . = \mu_k$$

فهذا يعني أن لدينا k من المجموعات كل منها يحتوي على n من العناصر يرمز لها بالرمز X_{ij}

حيث أن:

i = 1 , 2, …………………. K

j = 1 , 2 ……………………. n

جدول رقم: يمثل الشكل العام لترتيب جدول المعطيات في تحليل التباين الصيغة التالية:

العناصر	المجموعات						
	1	2	3	......	I	……..	K
1	X_{11}	X_{21}	X_{31}	......	X_{i1}	……..	X_{k1}
2	X_{12}	X_{22}	X_{32}	......	X_{i2}	……..	X_{k1}
3	X_{13}	X_{23}	X_{33}	......	X_{i3}	……..	X_{k1}
/	/	/	/	/	/	/	/
/	/	/	/	/	/	/	/
J	X_{1j}	X_{2j}	X_{3j}	......	X_{ij}	……..	X_{kj}
/	/	/	/	/	/	/	/
N	X_{1n}	X_{2n}	X_{3n}	......	X_{in}	……..	X_{kn}
المجاميع$(\sum X_i)$	$(\sum X_1)$	$(\sum X_2)$	$(\sum X_3)$	......	$(\sum X_i)$	……..	$(\sum X_k)$
المتوسط $(\mu-)$	$\bar{X}_1$	$\bar{X}_2$	$\bar{X}_3$	......	$\bar{X}_j$	……..	$\bar{X}_k$

إن الاختلاف بين قيم X_{ij} يعزى إلى:

- الاختلاف بين قيم الواقعة X_{ij} ضمن المجموعة الواحدة .
- الاختلاف بين المجاميع ذاتها.

لذلك فإن تحليل التباين يستهدف تجزئة التباين الكلي إلى جزأين . ومن ثم تتم المقارنة بين تبايني الجزأين باستخدام اختبار F، إذن ما تحتاجه عملياً هو تجزئة مجموع مربعات التباين ودرجات الحرية V إلى تباين بين المجموعات وتباين ضمن المجموعات، ولتوضيح ذلك فإن تباين X_{ij} والتي حجم كل منها K التي هي عناصر المجموعة n هو:

$$S^2 = \frac{\sum_{j=1}^{n} \sum_{i=1}^{k} \left(X_{ij} - \bar{X}\right)^2}{K_n - 1}$$

حيث أن:

$$\sum_{j=1}^{n}\sum_{i=1}^{k}\left(x_{ij}-\mu_{\bar{x}}\right)^2=\sum\sum\left(x_{ij}-\bar{x}_i\right)^2+n\sum_{i=1}^{k}(\bar{x}-\mu_{\bar{x}})^2$$

(مجموع الاختلاف بين المجموعات) (مجموع الاختلاف ضمن المجاميع) (مجموع المربعات)

ومن ذلك نستدل أنه في حالة إيجاد أي حدين يمكن إيجاد الحد الثالث، فإن رمزنا ولمجموع المربعات الكلي SST ومجموع مربعات الاختلافات بين المجاميع SSB لمجموع مربعات الاختلاف ضمن المجاميع بـ SSW، وبذلك تكون قيم تقديرات متوسط كل منهما، هو:

متوسط مربعات الاختلاف بين المجاميع:

$$MSB=\frac{n\sum_{i=1}^{k}(\bar{x}-\mu_{\bar{x}})^2}{K-1}$$

متوسط مربعات الاختلاف ضمن المجاميع:

$$MSW=\frac{\sum_{j-1}^{n}\sum_{i=1}^{k}\left(x_{ij}-\bar{x}_i\right)^2}{n-k}$$

وإن صيغة الإحصاءة المستخدمة لاختبار الفرضية هي:

$$F=\frac{MSB}{MSW}\dots\dots F_{K-1,n-k}$$

وبذلك يصبح جدول تحليل التباين كما يلي:

جدول رقم(04) : تحليل التباين في حالة تساوي حجوم العينات

مصدر التباين	درجة الحرية	مجموع المربعات	متوسط المربعات	F
بين المجاميع	K−1	$n\sum_{i-1}^{k}(\bar{x}_i-\bar{x})^2$	$\frac{n\sum_{i=1}^{k}(\bar{x}_i-\bar{x})^2}{K-1}$	$\frac{MSB}{MSW}$
ضمن المجاميع	K(n−1)	$\sum\sum\left(x_{ij}-\bar{x}_i\right)^2$	$\frac{\sum\sum\left(x_{ij}-\bar{x}_i\right)^2}{K(n-1)}$	
الكلي Total	Kn−1	$\sum_{j=1}^{n}\sum_{i=1}^{k}\left(x_{ij}-\bar{x}\right)^2$		

حيث K : عدد المجموعات.

Kn : العدد الكلي للعناصر .

ويكون القرار هو رفضH_0 إذا كانت قيمة F المحسوبة أكبر من أو تساوي القيمة الجدولية.

الحالة الثاني: في حالة عدم تساوي حجوم العينات:

يتم اتباع نفس الأسلوب السابق عند تساوي حجوم العينات مع إجراء تعديل بسيط وهو اعتبار حجم العينة يساوي n_i بدلاً من n ، أي أن مجموع العناصر يكون$n=n_1+n_2+....n_k$ ، وبذلك تكون الصيغ كالآتي:

$$SST=\sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{ni}x_{ij}^2-\frac{\left(\sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}x_{ij}\right)^2}{n}$$

$$\mathrm{SSB}=\sum\frac{(\sum \mathrm{x})^2}{\mathrm{ni}}-\frac{\left(\sum\sum \mathrm{x_{ij}}\right)^2}{\mathrm{n}}$$

حيث $n=\sum ni$ البلداوي (2004)

فرضيات استخدام أسلوب تحليل التباين في اتجاه واحد:

يذكر علام (2005) وكذلك البلداوي (20004) (ومراد (2000) وأيضاً عودة والخليلي (2000) أنه يشترط لاستخدام أسلوب تحليل التباين في اتجاه واحد عدة شروط هي:

1. استقلالية الملاحظات.
2. أن تكون العينات مسحوبة من مجتمعات ذات توزيعات طبيعية.
3. أن تكون تباينات المجتمعات متساوية بمعنى تجانس تباين العينات أي:

$$\sigma_1^2=\sigma_2^2=\sigma_3^2=\cdots\ldots.\sigma_k^2$$

4. أن تكون البيانات مقاسة بمستوى قياس فئوي أو نسبي

طرق اختبار افتراضات استخدام أسلوب تحليل التباين:

1- اختبار استقلالية المجموعات (العينات):

يتم التأكد من استقلالية الملاحظات باستخدام اختبار مربع كاي (X^2) (عودة والخليلي، 2000)

2- اختبار كون العينات مسحوبة من مجتمعات تتبع التوزيع الطبيعي:

يذكر علام (2005) "على الباحث الذي يود استخدام تحليل التباين أن يتحقق من اعتدالية توزيع عينات دراسته إذا كان عدد أفراد كل منها أكبر من أو يساوي (20) وأصغر من (30) باستخدام اختبار مربع كاي ، وإذا كان عدد كل منها أقل من (20) فيمكن استخدام خاتبار حسن المطابقة لكلموجروف – سميرنوف ، أما إذا كان حجم العينات أكبر من أو يساوي (30) فإن الباحث لا ينبغي أن يهتم كثيراً بعدم تحقق الاعتدالية استناد اً إلى نظرية النهاية المركزية"

3- اختبار تجانس التباين:

ذكر البلداوي (1997) أنه في حالة عدم افتراض شرط تجانس التباين يجب التأكد منه باستخدام إحدى الاختبارات المناسبة مثل اختبار بارتلتBartlet أو هارتلي Hartly .

لذا سيعرض الباحث أهم هذه الاختبارات وهي:

أ – اختبار هارتليHartley :

يستخدم أسلوب هارتلي Hartley عندما تتساوى حجوم العينات موضع المقارنة والذي يتم طبقاً للخطوات التالية:

1– حساب التباين غير المتحيز في كل عينة أو مجموعة طبقاً للقانون:

$$S^2 = \frac{n\sum x^2 - (\sum x)^2}{n(n-1)}$$

2– نوجد النسبة الفائية ، حيث:

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

3– نقارن قيمة (ف) المحسوبة بقيمة (ف) الجدولية ، فإذا كانت القيمة المحسوبة أقل من القيمة الجدولية يمكن القول أن شرط تجانس التباين قد تحقق . الشربيني(2007).

ب – اختبار بارتلت Bartlett :

للتحقق من تجانس التباين لعدد من المجموعات ، ولا Bartlett يستخدم أسلوب يشترط تساوي حجوم المجموعات موضع المقارنة.

$$x^2 = (N-K)Ln\left[\frac{(n_1-1)S_1^2 + (n_1-1)S_2^2 + (n_3-1)S_3^2 + \cdots}{N-K}\right] - [(n_1-1)LnS_1^2 + (n_2-1)LnS_2^2 + (n_3-1)LnS_3^2 + \cdots]$$

بدرجات حرية = عدد المجموعات−1

حيث:

N : جميع أفراد المجموعات .

K : عدد المجموعات .

n_1: عدد أفراد المجموعة الأولى .

n_2: عدد أفراد المجموعة الثانية .

n_3: عدد أفراد المجموعة الثالثة.

وهكذا فإذا جاءت قيمة X^2 المحسوبة أقل من X^2 الجدولية فإن التباين متجانس.

2- تحليل التباين العاملي Factorial Anova :

يذكر أكريتس ولافلي (1996) Akrites&La Valley وكذلك الضوي (2006) وأيضاً باهي وآخرون (2004) بأن تحليل التباين العاملي يستخدم في حالة وجود متغيران مستقلان أو أكثر ومتغير تابع واحد

مزايا وعيوب تحليل التباين العاملي:

يذكر الشربيني (2007) وكذلك الضوي (2006) بأن تحليل التباين العاملي ينتمي إلى فئة التصميمات العاملية وهي التصميمات التي تسمح للباحث بدراسة أثر متغير من المتغيرات على حده كما تسمح بدراسة أثر تفاعلها معاً على متغير تابع في نفس الوقت.

ويضيف Aron&Aron (1994، ص 367) بأن : "تحليل التباين العاملي يمدنا بأسلوب مرن لتحليل نتائج بعض أنواع التجارب المعقدة واسعة الانتشار في مجال علم النفس" ، ويرى مراد (2000) أنه إذا كانت الدراسة تتضمن العديد من المتغيرات المستقلة فيمكن استخدام أسلوب إحصائي آخر مثل الانحدار المتعدد أو تحليل التمايز، حيث أن تحليل التباين العاملي سوف يستبعد تفسير التفاعلات الأعلى من الثلاثي ، ولهذا يُعد خطأً كبيراً.

أنواع تحليل التباين العاملي:

أ- تحليل التباين في اتجاهين (الثنائي)Two-way Analysis of Variance :

ذكر مراد (2000، ص303) بأن " تحليل التباين الثنائيTwo- way Anova فيستخدم في تحليل بيانات متغيرين مستقلين بكل منهما مستويين (أو مجموعتين) على الأقل، ومتغير تابع".

كما يضيف مراد (2000) وأيضاً الشربيني (2007) بأنه يكون الاهتمام ببحث الفروق بين متوسطات درجات مجموعات كل متغير مستقل والذي يطلق عليه الأثر الأساسيMain Effect على المتغير التابع، بالإضافة إلى بحث أثر التفاعل بين المتغيرين المستقلين على المتغير التابع . وهنا ينقسم تباين المتغير التابع إلى أربعة أقسام : تباين يرجع للمتغير المستقل (أ)، وتباين يرجع للمتغير المستقل(ب) وتباين يرجع للتفاعل بين المتغيرين المستقلين (أ ب) ، وأخير اً تباين الخطأ.

وينقسم هذا النوع من تحليل التباين في اتجاهين إلى حالتين كالتالي:

الحالة الأولى: تحليل التباين في اتجاهين (الثنائي) في حالة عدم التفاعل:

لو فرضنا أن لدينا متغيرين مستقلين هما [A,B] المتغير الأول A له عدة مستويات هي , [A_1 , A_2 ,.....,A_N] والمتغير الثاني B له عدة مستويات هي [B_1 , B_2 , ...,B_N]، وكل خلية تجريبية تتكون من حالة(مشاهدة) واحدة فقط هي[X_1, X_2,X_3]

وللإجابة على السؤالين التاليين:

- ❖ هل توجد فروق بين تأثير مستويات المتغير المستقل الأولA على المتغير التابع.
- ❖ هل توجد فروق بين تأثير مستويات المتغير المستقل الثاني B على المتغير التابع.

وسيأخذ الشكل العام لترتيب جدول المعطيات في تحليل التباين الثنائي الصيغة التالية:

جدول رقم : تحليل التباين في اتجاهين

مصادر الاختلاف S.V	درجة الحرية DF	مجموع مربعات الانحراف SS	متوسط التباين MS	قيمة F المحسوبة Fcol	قيمة F الجدولية Ftab
بين المجموعات (1)	$K_1 - 1$	$SS_{B1} = \frac{\sum T_{B1}^2}{n1} - \frac{(\sum x)^2}{N}$	$S_{B1}^2 \frac{SS_{B1}}{K_1 - 1}$	$F = \frac{S_{B1}^2}{S_w^2}$	$F(\alpha, V_1, V_2)$
بين المجموعات (2)	$K_2 - 1$	$SS_{B2} = \frac{\sum T_{B2}^2}{n2} - \frac{(\sum x)^2}{N}$	$S_{B2}^2 \frac{SS_{B2}}{K_2 - 1}$	$F = \frac{S_{B2}^2}{S_w^2}$	$F(\alpha, V_2, V_1)$
الخطأ التجريبي	$(K_1 - 1)(K_2 - 1)$	$SS_w = SS_T - SS_{B1} - SS_{B2}$	$S_w^2 \frac{SS_w}{(K_1 - 1)(K_2 - 1)}$		
الخطأ الكلي	$N - 1$	$SS_T = \sum X^2 \frac{(\sum X)^2}{N}$			

ومن خلال الجدول السابق نستطيع مقارنة F المحسوبة والجدولية ، ومن ثم نستطيع اتخاذ القرار المناسب.

الحالة الثانية: تحليل التباين في اتجاهين (الثنائي) في حالة التفاعل:

تعتمد طريقة تحليل التباين الثنائي في حالة دراسة التفاعل بعد كتابة الفروض على الخطوات:

1. نوجد درجات الحرية:

$$df_T = N - 1 \qquad df_A = K_A - 1 \qquad df_B = K_B - 1$$

$$df_{AB} = df_A \times df_B = (K_A - 1)(K_B - 1)$$

$$df_E = df_T - (df_A + df_B + df_{AB})$$

حيث:

df_A درجة حرية الصفوف عند تسميتهاA (المتغير المستقل الأول).

df_B الأعمدة عند تسميتهاB (المتغير المستقل الثاني).

df_{AB} درجة حرية التفاعل .

df_E درجة حرية الخطأ .

2. نوجد F الجدولية لكل من AB, B, A:

$$F_A(\alpha, df_A, df_E) = F_A(\alpha, K_A - 1, df_E)$$

$$F_B(\alpha, df_B, df_E) = F_B(\alpha, K_B - 1, df_E)$$

$$F_{AB}(\alpha, df_{AB}, df_E) = F_{AB}(\alpha, (K_A - 1), (K_B - 1), df_E)$$

حيث: $df = df_E - df_{(A+B+AB)}$

3. توجد مجموع المربعات الكلي من العلاقة:

$$SS_T = \sum X^2 - \frac{(\sum X)^2}{N}$$

4. نوجد مجموع مربعات العامل A من العلاقة:

$$SS_A = \frac{\sum A^2}{rb} - \frac{(\sum X)^2}{N}$$

حيث r: عدد المشاهدات.

b : عدد المستويات

5. نوجد مجموع مربعات B من العلاقة:

$$SS_B = \frac{\sum B^2}{ra} - \frac{(\sum X)^2}{N}$$

حيث r : عدد المشاهدات.

a : عدد المستويات.

6. نكون الجدول المزدوج لإيجاد التفاعل $SSAB = A \times B$ ويكون ذلك مجمع المشاهدات الواردة بالخلية الواجدة لتصبح قيمة واحدة ويكون لدينا قيم عددها $= KA \times KB$

$$SS_{AB} = Tables - SS_A - SS_B$$

7. نوجد مجموع مربعات التفاعل من العلاقة:

$SS_{AB} = Tables - SS_A - SS_B$

حيث: Tables تعطى بالعلاقة.

$$Tables = \frac{\sum(AB)^2}{r} - \frac{(\sum X)^2}{N}$$

8. نوجد مجموع مربعات الخطأ من العلاقة:

$SS_E = SS_T - [SS_A + SS_B + SS_{AB}]$

9. نكون جدول ANOVA على النحو التالي :

جدول رقم: نموذج لمكونات جدول تحليل التباين في اتجاهين

مصادر الاختلاف S.V	درجة الحرية DF	مجموع مربعات الانحراف SS	متوسط التباين MS	قيمة F المحسوبة Fcol
A المتغير المستقل الأول	$df_A = K_A - 1$	$SS_A = \frac{\sum A^2}{rb} - \frac{(\sum x)^2}{N}$	$MS_A = \frac{SS_A}{K_A - 1}$	$F_A = \frac{MS_A}{MS_E}$
B المتغير المستقل الثاني	$df_B = K_B - 1$	$SS_B = \frac{\sum B^2}{ra} - \frac{(\sum x)^2}{N}$	$MS_B = \frac{SS_B}{K_B - 1}$	$F_B = \frac{MS_B}{MS_E}$
AB لبتفاعل	$df_{AB} = (K_A - 1)(K_B - 1)$	$SS_T = Tables - SS_A - SS_B$	$MS_{AB} = \frac{SS_{AB}}{(K_A - 1)(K_B - 1)}$	$F_{AB} = \frac{MS_{AB}}{MS_E}$
الخطأ التجريبي	$df_E = df_T - df(A + B + AB)$	$SS_E = SS_T - [SS_A + SS_B + SS_{AB}]$	$MS_E = \frac{SS_E}{df_E}$	……..
الخطأ الكلي	$df_T = N - 1$	$SS_T = \sum X^2 - \frac{(\sum X)^2}{N}$	………………	……

نقارن أولاً F المحسوبة للتفاعل بقيمةF الجدولية لنحصل على الآتي :

1- إذا كانتF المحسوبة للتفاعل>F الجدولية.

فإنه توجد فروق ذات دلالة إحصائية.

2- إذا كانت F المحسوبة للتفاعل<F الجدولية.

فإننا نتوقف عن المقارنة ونعمل جدول يسمى جدول P.ANOVA، وفيه يجمع درجات الحرية SS للتفاعل والخطأ في صف واحد يسمى P.Error ونحصل علىMs جديد وتتغير كذلك قيمF الجدولية وذلك لتغيرdf_E ثم نعمل المقارنة من جديد .

فرضيات تحليل التباين في اتجاهين(الثنائي):

يذكر علام (2005) وكذلك مراد (2000) وأيضاً الشربيني (2007) بأن تحليل التباين الثنائي هو امتداد لتحليل التباين أحادي الاتجاه ، لذلك فإن الفروض التي يستند إليها تحليل التباين الأحادي تنطبق أيضاً في هذه الحالة.

ويضيف علام (2005) غير أن هناك فرضاً آخر ينبغي أن يتحقق في هذا التصميم، وهو أن يكون هناك تناسب بين تكرارات الخلايا ، أي بين عدد الأفراد في المجموعات المختلفة بين صف إلى آخر ومن عمود إلى آخر.

ب- تحليل التباين في ثلاث اتجاهات (الثلاثي)Three – Way Analysis Variance :

يذكر باهي وآخرون (2004) وكذلك الشربيني (2007) بأن تحليل التباين الثلاثي يستخدم في حالة وجود ثلاثة متغيرات مستقلة وبكل منها مجموعتين على الأقل ومتغير تابع واحد.

ويذكر مراد (2000) بأنه يوجد في تحليل التباين الثلاثي نوعان من التفاعل:

تفاعل ثنائي بين كل زوج من المتغيرات المستقلة وعددها ثلاثة تفاعلات ، وتفاعل ثلاثي بين المتغيرات المستقلة الثلاثة.

ويضيف مراد(2000) بأن التباين الكلي للمتغير التابع ينقسم إلى ثمانية أقسام هي:

1. تباين يرجع إلى كل متغير من المتغيرات المستقلة A,B,C .
2. تباين يرجع إلى التفاعلات الثنائية وهي ثلاثة AB, BC, AC .
3. تباين يرجع إلى التفاعل الثلاثيABC .
4. تباين الخطأ.

وافتراضات تحليل التباين الثلاثي هي نفس افتراضات تحليل التباين الأحادي والثنائي.

خطوات تحليل التباين الثلاثي:

إذا افترضنا أن لدينا ثلاث متغيرات مستقلة (A.B.C) ومتغير تابع فإننا نستخدم تحليل التباين الثلاثي، وخطوات إجراء هذا التحليل متشابهة مع خطوات تحليل التباين الثنائي إلا أنها أكثر تعقيداً ، ولذلك سوف نوجز خطوات التحليل ، والخطوات هي:

1. تجميع درجات مجموعات كل متغير مستقل ، ودرجات الخلايا الثنائية (AB, BC,AC) والخلايا الثلاثية ABC .
2. حساب مجموع الدرجات الكلية $(\sum X)$ ومجموع مربعاتها $(\sum X^2)$
3. حساب مجموع المربعات الكلي ومجموع مربعات كل متغير مستقل على حده.

4. حساب مجموع مربعات الخلايا الثنائية(AB, BC, AC) لاستخدامها في التوصل إلى مجموع مربعات التفاعلات الثنائية (AB,BC,AC).
5. حساب مجموعات الخلايا الثلاثيةABC واستخدامها في حساب مجموع مربعات التفاعل الثلاثي ومجموع مربعات الخطأ.
6. تسجيل مجموع المربعات الكلي ومكوناته الثمانية في جدول تحليل التباين.
7. تحديد درجات الحرية لكل قسم من مجموع المربعات ، ثم حساب متوسط المربعات للمتغيرات المستقلة والتفاعلات ، وإيجاد قيمةF لكلٍ منها.
8. مقارنةF المحسوبة بالقيم الجدولية.
9. إذا وجد أثر أساسيMain effect دال لأحد المتغيرات المستقلة أو جميعها فإننا نستخدم إحدى طرق المقارنات المتعددة للمتوسطات في حالة وجود أكثر من مجموعتين، أما إذا كان للمتغير المستقل مستويين(أو مجموعتين) فيكون الفرق الدال لصالح المتوسط الأعلى.
10. إذا وجد تفاعل ثلاثي دال ، فإننا نستخدم التفاعلات الثنائية في تفسير التفاعل الثلاثي أو تفاعل متغيرين عند كل مستوى من مستويات المتغير الثالث.

المحور الخامس: اختبار الفروض الإرتباطية

1- معامل ارتباط برسون

في البحوث الإجتماعية معامل الإرتباط هو العلاقة بين أكثر من متغير حيث يحدّد الباحث مدى ارتباط متغيرات أو أكثر.

فعند تحليل العلاقة بين متغيرين يهتم الباحث بالإجابة على تساؤلات مثل:

- هل ترتبط المتغيرات؟
- ما هو اتجاه وشكل الإرتباط الموجود؟ ...إلخ.

فتحديد الإرتباط بين متغيرين يتم باستعمال معاملات الإرتباط، وتتراوح معاملات الإرتباط بين (0) و(1) أو (-1).

القيم التي تقترب من 1 تشير إلى وجود ارتباط قوي نسبيا أما تلك التي تقترب من (0) فتشير إلى ارتباط ضعيف نسبيا.

ويهتم الباحث كذلك بمعرفة اتجاه العلاقة بين المتغيرين، هل هي عكسية أم طردية.

[مفهوم الإتجاه لا معنى له في معاملات الإرتباط الإسمية].

قيمة معامل الإرتباط	نوع الإرتباط
1+	إرتباط طردي تام
من 0.7 إلى أقل من 1+	إرتباط طردي قوي
من 0.4 إلى من 0.7	إرتباط طردي متوسط
من 0 إلى أقل من 0.4	إرتباط طردي ضعيف
0	إرتباط منعدم
1-	إرتباط عكسي تام
من -0.7 إلى أقل من -1	إرتباط عكسي قوي
من -0.4 إلى أقل من -0.7	إرتباط عكسي متوسط
من 0 إلى أقل من -0.4	إرتباط عكسي ضعيف

يستخدم معامل إرتباط برسون لحساب قيمة معامل الإرتباط عندما يكون المتغيرات المراد قياس الإرتباط بينهم كمية.

باستخدام المعادلة التالية:

$$\text{ر} = \frac{\text{ن مج}(\text{س}\times\text{ص}) - \text{مج س}\times\text{مج ص}}{\left[\text{ن مج س}^2 - (\text{مج س})^2\right]\times\left[\text{ن مج ص}^2 - (\text{مج ص})^2\right]}$$

مثال: يوضح الجدول التالي، درجات خمس طلاب لنفس الإختبار مرتين متتالين، المطلوب:

- **حساب معامل إرتباط برسون بين درجات الإختبارين؟**

س	2	3	5	7	8
ص	5	7	6	10	12

الحل: س: درجات الإختبار الأوّل.

ص: درجات الإختبار الثاني.

س	ص	س×ص	س^2	ص^2
2	5	10	4	25
3	7	21	9	49
5	6	30	25	36
7	10	70	49	100
8	12	90	64	144
25	40	227	151	354

تطبيق المعادلة السابقة نحصل على معامل ارتباط برسون

$$\text{ر} = \frac{\text{ن مج}(\text{س}\times\text{ص}) - \text{مج س}\times\text{مج ص}}{\left[\text{ن مج س}^2 - (\text{مج س})^2\right]\times\left[\text{ن مج ص}^2 - (\text{مج ص})^2\right]}$$

ن=5

$$\text{ر} = \frac{40\times25-227\times5}{[(40)^2-354\times5]\times[(25)^2-151\times5]}$$

ونوع الإرتباط نحدده حسب قيمته تبعا للجدول السابق.

تطبيق: الجدول التالي يمثل درجات طلاب في مقياس (اختبارين –نفس الطلاب)

س	2	9	8	3	5	8	9
ص	3	7	5	4	6	4	4

المطلوب: أحسب معامل الإرتباط لبرسون بين درجات الإختبارين؟

2- معامل الإرتباط الثنائي

يستخدم هذا المعامل في إيجاد العلاقة بين متغيرين، أحدهما متغيّر منفصل (ذكر- أنثى- ناجح- راسب- علمي- أدبي- ....إلخ) والثاني متغير متثل (كميّ) فالمتغير الأوّل اسمي والثاني كميّ وكلاهما موزع توزيعاً إعتداليا في مجتمع الأصل.

مثال: يختلف التحصيل الدراسي لدى التلاميذ باختلاف جنس التلميذ (ذكر - أنثى).

فيمكن هنا صياغة الفرض في صورة علاقة إرتباطية بين متوسطي الدرجات للمجموعتين

"توجد علاقة بين جنس التلميذ (ذكر –أنثى) والتحصيل الدراسي"

وتستخدم هنا المعادلة التالية:

معامل الإرتباط الثنائي (رث)= $\frac{\text{م} \div \text{م}_2}{\text{ع}}\sqrt{\frac{\text{ن}_1 \times \text{ن}_2}{\text{ن}(\text{ن}-1)}}$

درجات الحرية: (ن-2)

م_1: متوسط درجات تحصيل الذكور.

م_2: متوسط درجات تحصيل الإناث.

ع: الإنحراف المعياري لدرجات التلاميذ الذكور والإناث معاً

ن_1: عدد الذكور، ن_2: عدد الإناث

$\text{ن}_0 = \text{ن}_1 + \text{ن}_2$

3- معامل الإرتباط الجزئي:

يستعمل الباحث معامل الإرتباط الجزئي إذا كانت الظاهرة التي يقوم بدراستها، تتضمن متغيرين مستقلين ومتغير تابع.

ويستعمل في هذه الحالة لضمان عزل تأثير أحد المتغيرين المستقلين دون تأثيره في قيمة الإرتباط بين المتغير المستقل الثاني والمتغير التابع.

[فمعامل الإرتباط الجزئي يركز على عزل المتغيرات للتعرّف على الآثار المتبقية].

مثال: التنشئة الإجتماعية والإتجاهات نحو الرياضة وعلاقتهما بمستوى الطموح لدى طلاب معهد ت ب ر فالفروض التي تصاغ هنا تمكن أن تكون:

1- توجد علاقة دالة إحصائية بين التنشئة الإجتماعية ومستوى الطموح لدى الطلاب [بعد عزل تأثير الإتجاه نحو الرياضة في مستوى الطموح].

2- توجد علاقة دالة إحصائيا بين الإتجاهات نحو الرياضة، ومستوى الطموح لدى الطلاّب [بعد عزل تأثير التنشئة الإجتماعية في مستوى الطموح].

فاختبار صحة هذين الفرضين يتطلب استعمال معامل الإرتباط الجزئي.

نرمز للتنشئة الإج: (أ)

نرمز للإتجاهات نحو الرياضة: (ب)

نرمز الطموح: (ج)

يجب حساب معاملات الإرتباط البسيطة بطريقة بيرسون بين المتغيرات الثلاث على النحو التالي:

ر أب ر أج ر ب ج

من أجل اختبار الفرض الأوّل نستعمل المعادلة

$$\text{ر}_{\text{أ ج -ب}} = \frac{\text{ر}_{\text{أ ج}} - \text{ر}_{\text{أب}} \times \text{ر}_{\text{ب ج}}}{\sqrt{[1-(\text{ر}_{\text{أب}})^2][1-(\text{ر}_{\text{ب ج}})^2]}}$$

$ر_{أج، ب}$: قيمة معامل الإرتباط بين التنشئة الإجتماعية ومستوى الطموح لدى الطلاّب بعد عزل تأثير الإتجاهات نحو الرياضة في مستوى الطموح.

ولاختبار الفرض الثاني: نستخدم المعادلة:

$$ر_{ب ج ، أ} = \frac{ر_{ب ج} - (ر_{أب} \times ر_{أ ج})}{\sqrt{[1-(ر_{أب})^2][1-(ر_{أج})^2]}}$$

$ر_{ب ج ، أ}$: قيمة معامل الإرتباط بين الإتجاهات نحو الرياضة ومستوى الطموح لدى الطلاب، بعد عزل تأثير التنشئة الإجتماعية

4- متغير الإرتباط المتعدّد:

يستخدم في حالة إيجاد العلاقة بين متغير مستقل وبين متغيرين أو أكثر في حالة ضمهما معاً، أي أن مشكلة الدراسة تتضمن متغيراً مستقلاً واحد، ومتغيرين تابعين أو أكثر في حالة ضمّهما معا أو في حالة متغيرين مستقلين أو أكثر عند ضمهما معا، أو في حالة متغيرين مستقلين أو أكثر عند ضمهما معا، ومتغير تابع واح.

[مدى اعتماد ظاهرة معينة على مجموعة من الظواهر].

وهو يعتمد على معاملات الإرتباط البسيطة بين المتغير المستقل والمتغيرات التباعة بشرط ألا تقل العينة عن 50فردا.

أ- معامل الإرتباط المتعدد بين متغير مستقل ومتغيرين تابعين.

إذا أراد باحث مثلا دراسة "الرياضة وعلاقتها بالتحصيل الدراسي، العدوانية".

- المتغير المستقل ← الرياضة
- المتغيرات التابع ← التحصيل الدراسي (01)

  ← العدوانية (02)

فيصبح المطلوب هو حساب العلاقة بين الرياضة من ناحية وهذين المتغيرين التابعين (01) التحصيل الدراسي و(02) العدوانية من ناحية أخرى.

1- الخطوة الأولى التي يقوم بها الباحث هو حساب معامل الإرتباط البسيط (ارتباط بيرسون) بين كل متغير وآخر من متغيرات الدراسة، حتى نحصل على 3 ارتباطات.

(01) الرياضة بالتحصيل الدراسي (ر_{12}).

(02)الرياضة بالعدوانية (ر_{13}).

(03)التحصيل الدراسي بالعدوانية (ر_{23})

ويتم حساب معامل الإرتباط المتعدد من الإرتباطات السابقة بالتعويض فى المعادلة الآتية:

$$\text{معامل الإرتباط المتعدد } (\text{ر}_{1,23}) = \sqrt{\frac{(\text{ر}_{12})^2 + (\text{ر}_{13})^2 - 2\text{ر}_{12} \times \text{ر}_{13} \times \text{ر}_{23}}{1-(\text{ر}_{23})^2}}$$

$$\text{ر}^2_{1,23} = \frac{(\text{ر}_{12})^2 + (\text{ر}_{12})^2 - 2\text{ر}_{12} \times \text{ر}_{13} \times \text{ر}_{23}}{1-(\text{ر}_{23})^2}$$

ب-معامل الإرتباط المتعدد بين متغير مستقل وأكثر من متغيرين تابعين:

إذا أراد الباحث دراسة: التدريب الرياضي وعلاقته ببعض متغيرات الصفات البدنية للاعب.

1- التدريب الرياضي ⟵ متغير مستقل ⟵ انطلاقا من هنا.

2- القوة (متغير تابع).

3- السرعة (متغير تابع).

4- الرشاقة (متغير تابع).

5- المرونة (متغير تابع).

6- التحمل (متغير تابع).

7- التوافق (م ت)

في هذه الحالة يقوم الباحث بحساب معاملات الإرتباط المتعددة التالية:

1- معامل الإرتباط المتعدد بين التدريب الرياضي (1) والقوة (2) والسرعة (3) معا[$\text{ر}_{1,23}$].

2- معامل الإرتباط المتعدد بين التدريب الرياضي (1) والرشاقة (2) والمرونة (5) معا[$\text{ر}_{1,45}$].

3- معامل الإرتباط المتعدد بين التدريب الرياضي (1) والتحمل (6) والتوافق (7) معا[$ر_{1، 6 7}$].

ثم يقوم بتحويل معاملات الإرتباط المتعددة السابقة إلى مقابلات اللوغارتمية من الجداول الإحصائية.

مثلا: على فرض قيمها بعد حسابها بالطريقة السابقة هي:

- $ر_{1، 2 3}$ = 0.31
- $ر_{1، 4 5}$ = 0.55
- $ر_{1، 6 7}$ = 0.42

معاملات الإرتباط المتعدد
$ر_{1، 2 3}$ = 0.31
$ر_{1، 4 5}$ = 0.55
$ر_{1، 6 7}$ = 0.42

ثم يقوم الباحث بحساب متوسط المقابلات اللوغارتمية

$$م = \frac{0.45 + 0.62 + 0.32}{3} = 0.46$$

ثم أخيراً: يكشف عن الإرتباط المقابل للقيمة اللوغارتمية 0.46 ← وهي وبالتالي نقول أن معامل الإرتباط المتعدد بين التدريب الرياضي والمتغيرات الستة الأخرى =0.43 [الخيار: نقول أن معامل الإرتباط 0.46].

ونقوم بالكشف عن الدلالة الإحصائية لـ ر=0.43 فإذا كانت مثلا العينة هي 200 لاعب رياضي فدرجات الإتباط ن-2=200-2=198، وقيمة الإرتباط الجدولية المقابلة لدرجة الحرية 198 هي عند $\alpha = 1$

معامل الإرتباط المتعدد هو ر=0.43

مثال: أراد أحد الباحثين إيجاد علاقة الرياضي والقدرة البدنية لدى أفراد عينة دراسة بتحصيلهم في مادة الرياضة بعد أن حسب علاقة كل من الميل الرياضي والقدرة البدنية بالتحصيل فكانت 0.68، 0.32 على الترتيب.

وكانت علاقة الميل الرياضي بالقدرة البدنية =0.75

$$\text{معامل الإرتباط } (ر_{(1\,2)،\,3}) = \frac{ر^2_{1\,3} + ر^2_{2\,3} - 2ر_{1\,3} \times ر_{2\,3} \times ر_{1\,2}}{1 - ر^2_{1\,2}}$$

حيث:

$ر_{(1\,2)،\,3}$ = معامل الإرتباط المتعدد بين المتغيرين المستقلين (الميل الرياضي) (1)، القدرة البدنية (2)، والمتغير التابع: التحصيل (3),

$ر_{1\,3}$: معامل إرتباط المتغير المستقل الأوّل الميل الهندسي (1) والمتغير التابع التحصيل 3.

$ر_{2\,3}$: معامل إرتباط المتغر المستقل الثاني (القدرة البدنية) بالمتغير التباع (التحصيل3).

$ر_{1\,2}$: معامل الإرتباط بين المتغيرين المستقلين الميل الرياضي والقدرة البدنية.

$$ر_{(1\,2)،\,3} = \sqrt{\frac{(0.68)^2 + (0.32)^2 - 2(0.68 \times 0.32 \times 0.75)}{1-(0.75)^2}} = 0.74$$

$$ر^2_{(1\,2،\,3)} = 0.55$$

ويمكن الحصول على $ر^2$ المعدل من المعادلة الآتية:

$$ر_{(1\,2،\,3)} = 1 - \left(\frac{ن-1}{ن-ك-1}\right)(1 - ر^2_{1\,2،\,3})$$

5- معامل ارتباط سيرمان

معامل ارتباط سيرمان هو كيفية لحساب ومعرفة العلاقة بين متغيرين من مستوى مقاييس الرتبة [تم التعرض للبيانات الخاصة بالرتب في الإحصاء الوصفي].

وشكل المعادلة المستعملة لحساب معامل ارتباط الرتب هي:

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

ر : معامل الإرتباط 1: مقدار ثابت

مج: المجموع 6: مقدار ثابتف

ف: الفرق بين ترتيب الأفراد على الإختبار الأوّل، وترتيب الفراد على الإختبار الثاني.

المجهول الوحيد في هذه المعادلة هو (ف) الفرق.

ونوضح طريقة الحساب بالمثال التالي:

- أحسب معامل الإرتباط بين درجاتك في مقياس الإحصاء ودرجاتك في مقياس التشريع.

الإحصاء	4	3	2	0	1
التشريع	3	4	2	0	1

خطوات الحساب تكون كمايلي:

1- تصميم جدول مكوّن من ستة أعمدة يوضع في العمود الأول درجات الأفراد على الإختبار الأول وفي العمود الثاني درجات الأفراد على الإختبار الثاني.

2- يوضع في العمود الثالث ترتيب الأفراد وفقا لدرجاتهم على الإختبار الأول.

3- يوضع في العمود الرابع ترتيب الأفراد وفقا لدرجاتهم على الإختبار الثاني.

4- يوضع في العمود الخامس الفرق (ف) بين ترتيب الأفراد على الإختبار الأول وترتيبهم على الإختبار الثاني، ويوضع في العمود السادس مربع الفرق (ف^2).

5- يتم جمع العمود السادس لحساب مج (ف^2) $\sum(F)^2$.

6- تستخدم المعادلة السابقة لحساب معامل الإرتباط بالتعويض.

درجات الإختبار 1	درجات الإختبار 2	الترتيب على الإختبار 1	الترتيب على الإختبار 2	الفرق (ف) س – ف	ف^2
4	3	1	2	1–	1
3	4	2	1	1	1
2	2	3	3	0	0
0	0	5	5	0	0
1	1	4	4	0	0
					2

تصاعدي

مج (ف^2) هو الهدف من الجدول السابق.

ملاحظة: ترتيب الإختبارين إختياري بين التصاعدي والتنازلي.

بالتعويض في المعادلة:

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

$$ر = 1 - \frac{6 - 2}{(1 - 25)5} = 0.9 \qquad ر = 0.9$$

وتفسير النتيجة: معامل إرتباط قوى، وعلاقة طردية موجبة.

مثال تطبيق:

أوجد معامل الإرتباط في البينات الموضحة في الجدول التالي:

القياس	7	4	8	9	5
علم النفس الرياضي	5	6	7	8	4

6-معامل إرتباط فاي $\emptyset$

في كثير من الأحيان يجد الباحث أن المتغيرين اللذين يرد دراسة العلاقة بينهما ينقسمان (أي كل منهما) إلى قسمين نوعيين فقط، ويصلح هذا المعامل مثلا عندما يريد الباحث إيجاد العلاقة بين من أجابوا على أحد الأسئلة بنعم ولا، مع من أجابوا بنعم ولا أيضا على سؤال آخر في نفس المقياس أو الإستبيان ، ويعتمد هذا المعامل في حسابه على التكرارات الموجودة بجدول الإنتشار، وقانون معامل فاي:

$$معامل\ فاي = \frac{أ\ د - ب\ ج}{\sqrt{ح\ ز\ و\ هـ}}$$

مثال:

أراد باحث أن يعرف العلاقة بين من أجابوا: نعم، لا على السؤال الأول في أحد استبيانات الاتجاهات الإجتماعية بمن أجابوا: نعم، لا على السؤال الثاني في نفس الإستبيان فكانت نتائج التكرارات هي هذين السؤالين كمايلي:

ص / س	نعم	لا	مج
نعم	أ **10**	ب **5**	د **15**
لا	ج 5	د 10	و 15
مج	15 ز	15 ح	35

معامل فاي $= \frac{5\times5-10\times10}{\sqrt{15\times15\times15\times15}} = \frac{25-100}{\sqrt{225\times225}}$

$= \frac{75}{225} = 0.33$

مثال:

أراد باحث أن يعرف العلاقة بين من عولجوا بدواء ومن لم يعالجوا به وبين من شفوا ولم يشفوا من هاتين الفئتين (أي من أخذوا الدواء ومن لم يأخذوه)، فكانت التكرارات كما في جدول افنتشارر الآتي:

ص / س	شفوا	لم يشفوا	مج
عولجوا	أ **20**	ب **18**	ح **38**
لم يعالجوا	10 ج	35 د	35 ز
مج	هـ 30	و 53	83

معامل فاي$= \frac{10\times18-35\times30}{\sqrt{53\times30\times45\times38}}$

$$= \frac{180-700}{\sqrt{1590\times1710}} = \frac{520}{\sqrt{1590\times1710}} = \frac{520}{2718900}$$

$$= \frac{520}{1648.91} = 0.32$$

7- معامل الإرتباط:

مفهوم معامل الإرتباط: الإرتباط هو العلاقة بين متغيرين مثل العلاقة بين درجات الطالب في مادتين مختلفتين أو العلاقة بين معدل وعدد ساعات الدراسة، وغيره من العلاقات.

وأسلوب قياس الإرتباط يتبع نوع البيانات (ارجع المحاضرة 1).

كمية-كمية ←—— معامل إرتباط بيرسون

رتبية–رتبية ←——— معامل إرتباط سبيرمان

كمية–رتبية ←——— معامل سبيرمان

أنواع الإرتباط:

- الإرتباط الموجب (الطردي): بأن تكون العلاقة بين المتغيرين في نفس الإتجاه.
- الإرتباط السالب (العكسي): بأن تكون العلاقة بين المتغيرين في الإتجاه المضاد.

قياس الإرتباط:

تستخدم معاملات الإرتباط: لقياس درجة الإرتباط بين متغيرين يرمز له (r) (ر) وتتراوح قيمته من 1− إلى 1.

- وتدل إشارة المعامل الموجبة على العلاقة الطردية.
- بينما تدل إشارة المعامل السالبة على العلاقة العكسية.

قيمة معامل الإرتباط	المعنى
1+	لإرتباد طردي تام
من 0.70 إلى 0.99	إرتباط طردي قوي
من 0.50 إلى 0.69	إرتباط طردي متوسط
من 0.01 إلى 0.49	إرتباط طردي ضعيف
0	لا يوجد إرتباط

[وينطبق ذلك على الإرتباط العكسي مع وضع الإشارة السالبة]

تحديد أسلوب قياس الإرتباط المناسب وفقا لنوع البيانات:

كمية–كمية ←——— معامل إرتباط بيرسون

رتبية–رتبية ←——— معامل إرتباط سبيرمان

كمية–رتبية ←——— معامل سبيرمان

الإرتباط الخطي البسيط Simple linear Regression

في معظم التطبيقات العملية نجد أن هناك علاقة بين متغيرين (أو أكثر)، فمثلا نجد أن هناك علاقة وإرتباط بين درجة الطالب وعدد ساعات الدراسة، يوجد نوعان من المتغيرات هما:

المتغير التابع Dependent (Response) Variable: هو المتغير الذي يقيس نتيجة دراسة ما، وعادة يرمز له بالرمز Y.

المتغير المستقل Independent (Explanatory) Variable: هو المتغير الذي يفسر أو يسبب التغيرات في المتغير التابع، أي هو الذي يؤثر في تقدير قيمة المتغير التابع، وعادة يرمز له بالرمز X. فمثلا عدد أيام الغياب X ودرجة الطالب في الإحصاءY، العمر X والإصابة بضغط الدم Y.

في بعض التطبيقات العملية يكون لدينا أكثر من متغيرين تحت الدراسة، فمثلا قد توجد علاقة خطية بين ضغط الدم وكل من العمر والوزن، ويسمى الإرتباط في هذه الحالة الإرتباط الخطي المتعدد.

عند دراسة العلاقة بين متغيرين Y، X فإن شكل الإنتشار Scatter Plot يمكن أن يوضح طبيعة هذه العلاقة، وتكون العلاقة بين Y، X قوية جدا إذا وقعت معظم نقاط شكل الإنتشار على منحنى أو خط مستقيم، وتكون ضعيفة كلما تناثرت نقاط شكل الإنتشار حول منحنى أو خط مستقيم يمر بتلك النقاط.

معامل الإرتباط Correlation Coefficient:

هو مقياس لدرجة العلاقة بين المتغيرين X، Y ويرم له بالرمز r، ويحقق معامل الإرتباط الخطي المتباينة: $-1 \leq r \leq 1$

أي أن قيمة معامل الإرتباط محصور بيم -1، $+1$ وتدل قيمته على درجة العلاقة بين المتغيرين أو المتغيرات موضع الدراسة من حيث أنها قوية، متوسطة، أو ضعيفة، وأما أفشارة فإنها تصف نوعية العلاقة هل هي عكسية أم طردية، فالإشارة السالبة تدل على وجود علاقة عكسية أما الموجبة فتدل على وجود علاقة طردية بين المتغيرين موضع الدراسة.

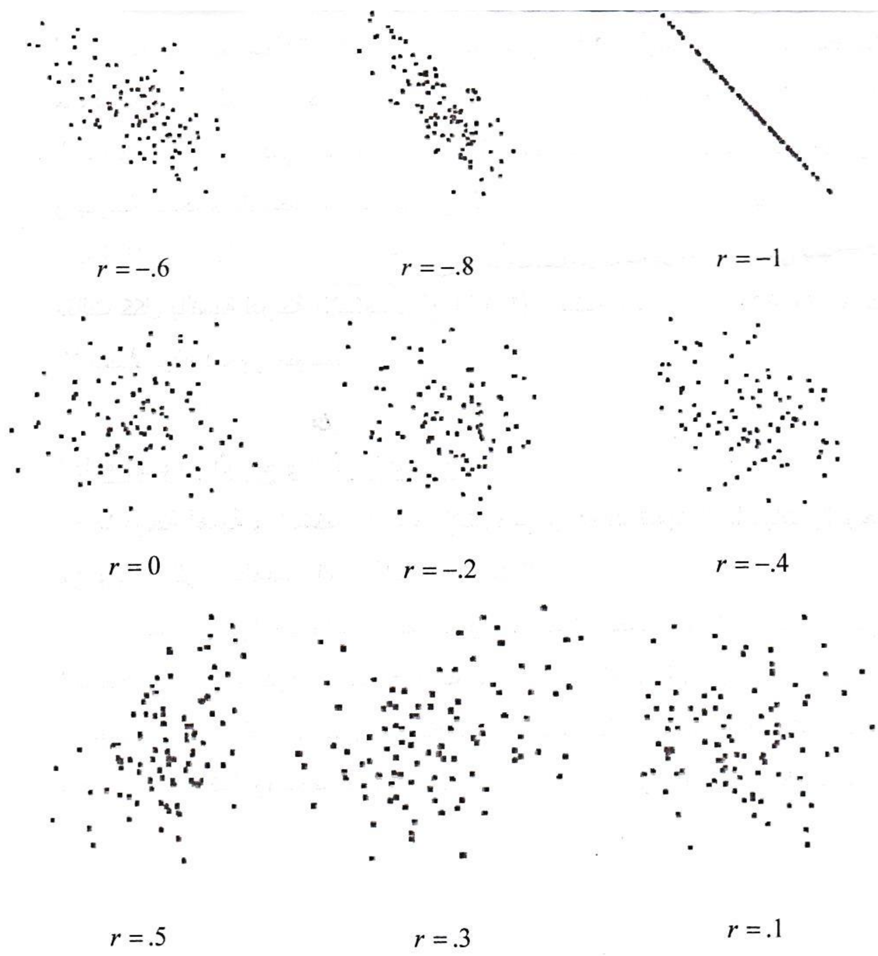
– إذا كانت قيمة معامل الإرتباط مساوية للواحد فهذا يدل على أن الإرتباط بين المتغيرين ارتباطا طرديا تاما، أما غذا كانت قيمته مساوية لـ -1 فهذا يدل على أن الإرتباط بين المتغيرين ارتباطاً عكسياً تاماً.

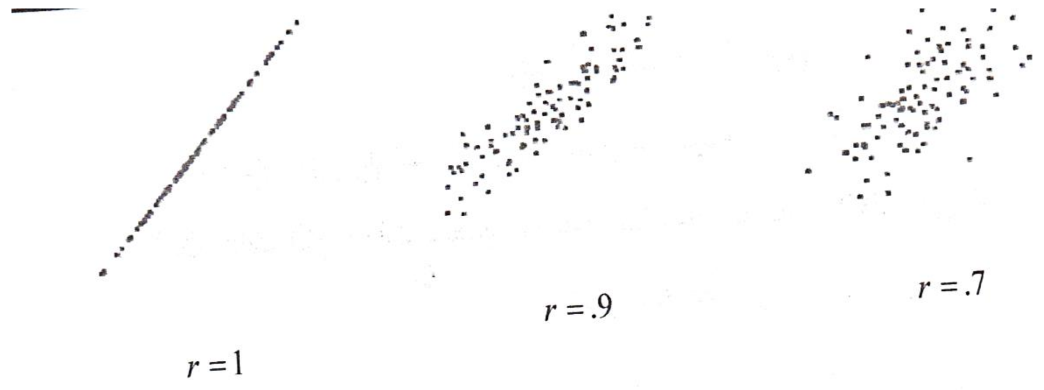
– إذا كانت قيمة معامل الإرتباط مساوية للصفر $(r=0)$ فهذا يدل على عدم وجود إرتباط خطي بين المتغيرين موضع الدراسة، بمعنى أنه غذا عرفنا اتجاه تغير أحد المتغيرين استحال علينا تحديد أو معرفة إتجاه المتغير الآخر.

– أما إذا ابتعدت بعض نقاط شكل الإنتشار عن الخط المستقيم فإن الإرتباط يكون غير تاما، وتزداد قوة الإرتباط كلما اقتربت قيمة r من القيمة $1+$ أو القيمة $1-$. فمثلا الطول والوزن لمجموعة من الأشخاص قد يوجد بينها ارتباطا طرديا ولكن ليس ارتباطا تاما، العلاقة بين X، Y تكون:

- طردية ضعيفة عندما $0 < r < \frac{1}{2}$.
- طردية متوسطة عندما $\frac{1}{2} \leq r < \frac{3}{4}$.
- طردية قوية عندما $\frac{3}{4} \leq r < 1$.
- عكسية ضعيفة عندما $-\frac{1}{2} < r < 0$.
- عكسية متوسطة عندما $-\frac{3}{4} < r \leq -\frac{1}{2}$.
- عكسية قوية عندما $-1 < r \leq -\frac{3}{4}$.

برسم لوحة الإنتشار لقيم مختارة من معاملات الإرتباط الخطي يمكن الحصول على أحد الأشكال التالية:





حساب قيمة معامل الإرتباط:

يمكن حساب قيمة معامل الإرتباط بعدة طرق مختلفة تبعا لنوع البيانات.

الإرتباط بين المتغيرات الرقمية: معامل بيرسون للإرتباط.

الإرتباط بين المتغيرات الترتيبية: معامل سبيرمان للرتب.

الإرتباط بين المتغيرات الوصفية: مربع كاي (د/ سمير خالد، 2008، ص 52-53).

أ- المفهوم الإحصائي للإرتباط:

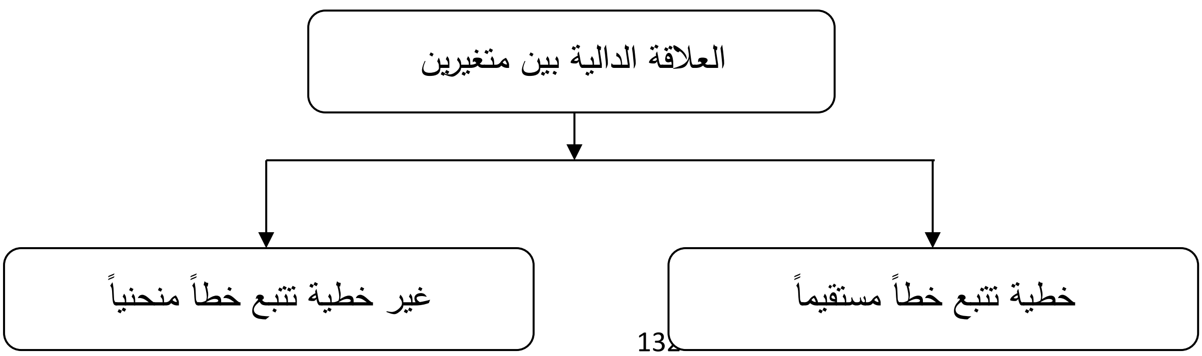
لكي نبدأ دراسة الإرتباط لابد من التفرقة بين العلاقة الدالية والعلاقة الإحصائية

تعريف العلاقة الدالية:

العلاقة الدالية بين متغيرين هي علاقة متناظرة تمثلها علاقة رياضية محددة بحيث تحدد قيم احد المتغيرين تماما حسب قيم المتغير الآخر.

على سبيل المثال نأخذ العلاقة الدالية بين مساحة الدائرة ونصف قطرها ويعبر عنها رياضيا بالمعادلة: $A = \pi r^2$

حيث تشير A إلى مساحة الدائرة في حين تشير r إلى نصف القطر، فإذا عرف نصف قطر الدائرة أمكن الحصول على مساحتها.



فإذا كانت العلاقة خطية يعبر عنها بمعادلة الخط المستقيم:

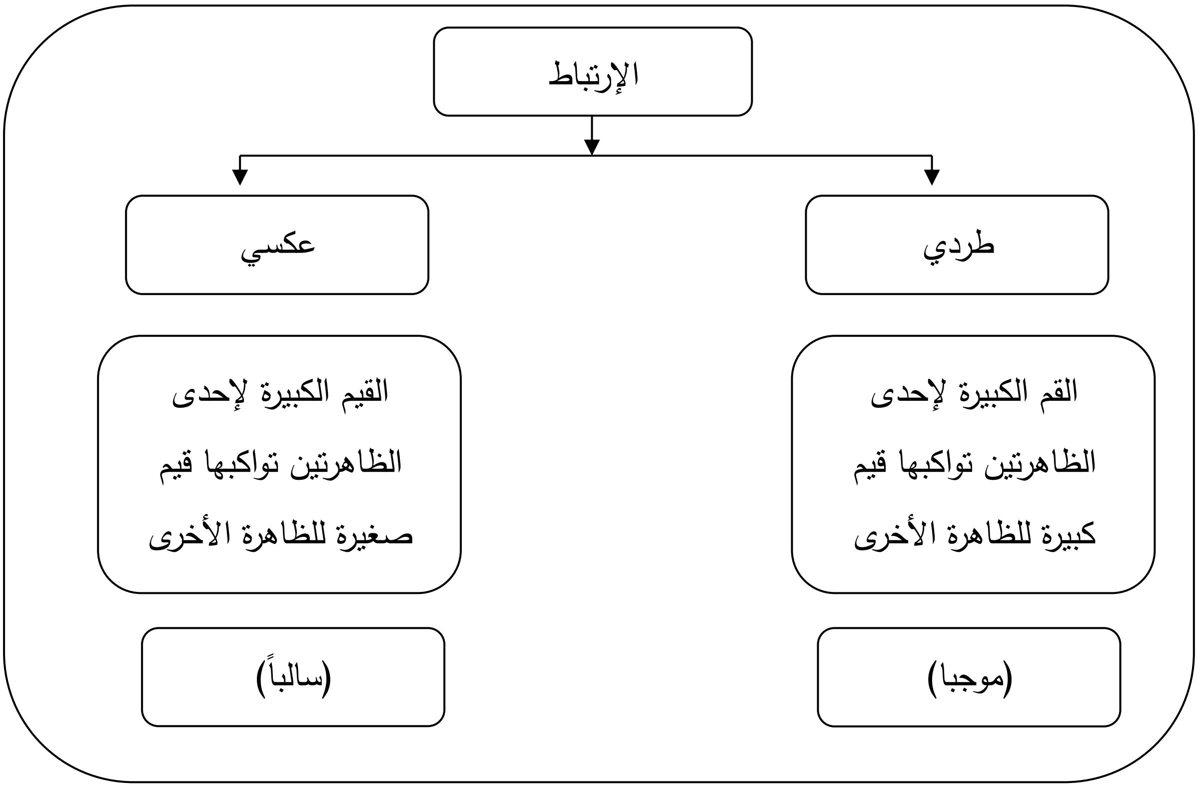
$$y = a + bx$$

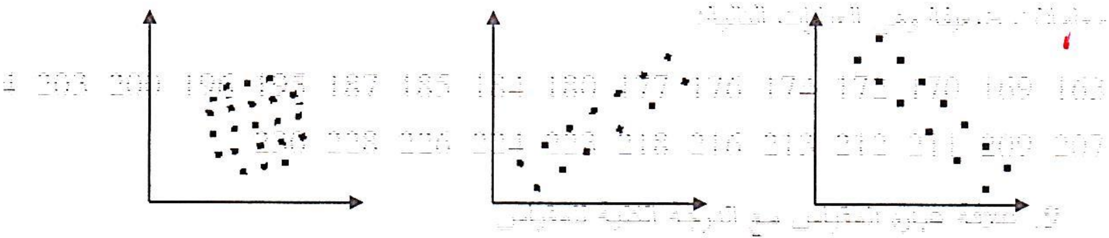
وتعبر تلك المعادلة عن علاقة خطية دالية بين متغيرين x وy يسمى الأول المتغير المستقل والثاني المتغير التباع، ويمكن إيجاد الخط المستقيم بمعلومية الثوابت a و b.

وفي مثل هذه الحالة تقع جميع النقاط (x, y) على الخط المستقيم ويكون الإرتباط بين المتغيرين إرتباطا خطيا، ويعني ذلك أن زيادة أو نقصان في المتغير المستقل (x) تتبعه زيادة أو نقصان في المتغير التابع (y) بمعدل ثابت هو ميل الخط b في معادلة الخط المستقيم.

والإرتباط بين متغيرين قد يكون طرديا (موجبا) أو عكسيا (سالبا)

الشكل رقم: يبين أنواع الإرتباط





[أ] إرتباط عكسي [ب] إرتباط طردي [ج] لايوجد إرتباط

والإرتباط إما يكون قويا أو ضعيفا، وإحصائيا يقاس الإرتباط بمقياس رقمي يتراوح بين [−1] و [+1] بحيث تحدد الإشارة الجبرية إتجاه الإرتباط موجباً أو سالباً بينما تعكسي القيمة العددية درجة الإرتباط وقوته، والمقياس الذي يوضح درجة وإتجاه الإرتباط يسمى بمعامل الإرتباط، وسنكتفي هنا بدراسة معامل الإرتباط الخطي، وهناك أكثر من طريقة لحساب معامل الإرتباط الخطي والتي تختلف بإختلاف البيانات المتعلقة بالظاهرتين تحت الدراسة وسنقوم الآن بشرح أهم هذه المعاملات.

أسئلة تقويم ذاتي:

1− ارسم معادلة الخط المستقيم في الحالات التالية:

أ− عندما يمر بنقطة الأصل.

ب−عندما لا يمر بنقطة الأصل.

2− أشرح كيف يتم تكوين شكل الإنتشار؟

3− بين أنواع الإرتباط وكيف يتم قياسه؟

ب−معامل الإرتباط الخطي البسيط Simple Linear Correlation:

ويطلق عليه معامل غرتباط بيرسون Pearson، بالنسبة للمتغيرين x، y يحسب إرتباط بيرسون على أنه متوسط مجموع حواصل ضرب القيم المعيارية للمتغيرين ويرمز له بالرمز r، ويعبر عنه رياضيا كمايلي:

$$r = \frac{\sum(X-\bar{X})(Y-\bar{Y})}{n\sigma_x\sigma_y}$$

مقاييس الارتباط للبيانات الاسمية

معامل التوافق $(ق_ر)$	معامل كرامر ف $(ف_ر)$	معامل فاي (∅)
يقيس مقدار الارتباط بين متغيرين اسميين ويمكن استخدامه مع البيانات الترتيبية يفضل استخدامه للجداول أكثر من 2×2	يقيس مقدار الارتباط بين متغيرين اسميين ويمكن استخدامه مع البيانات الترتيبية ويمكن استخدامه لكل أنواع الجداول	يقيس مقدار الارتباط بين متغيرين اسميين يفضل استخدامه للجداول 2×2
تتراوح قيمته من الصفر إلى الواحد الصفر: عندما لا يوجد ارتباط بين المتغيرين الواحد :عندما يكون هناك ارتباط كامل (تام) بين المتغيرين	----------	تتراوح قيمته من الصفر إلى الواحد الصفر: عندما لا يوجد ارتباط بين المتغيرين الواحد :عندما يكون هناك ارتباط كامل (تام) بين المتغيرين
$ق_ر = \sqrt{\frac{كا^2}{كا^2 + ن}}$ كا2 : كا2 الإحصائية ن : حجمالعينةأوعددالحالات	$ف_ر = \sqrt{\frac{كا^2}{ن \times ق}}$ كا2 : كا2 الإحصائية ن : حجمالعينةأوعددالحالات ق: أقلالقيمتينفيمعادلةدرجةالحرية (س−1) أو (ق−1)	$∅ = \sqrt{\frac{كا^2}{ن}}$ كا2 : كا2 الإحصائية ن : حجمالعينةأوعددالحالات

مقياس لامبدأ للارتباط (λ)

يقيس الارتباط بين متغيرين اسميين ويمكن استخدامه مع البيانات الترتيبية وهو يقيس درجة التنبؤ بمتغير معين بفضل معرفتنا بالمتغير الآخر.

في مثال الباب السابق

أجري بحث اجتماعي لدراسة العلاقة بين العمر والاتجاه للعمل الحرفي أخذت عينة من 50 فردا وكانت النتائج على النحو التالي :

العمر / الاتجاه للعمل الحرفي	شباب	شيوخ
مؤيد	15	10
غير مؤيد	5	20

علماً بأننا قمنا بحساب إحصاء الاختبار كا^{2}الإحصائية في الباب السابق (درس اختبار كا^{2}للاستقلال)

وكانت كا^{2}الإحصائية تساوي 8.32

أوجدي معاملات الارتباط الاسمية التالية :

أ- معامل التوافق (ق$_ر$)

ب-معامل كرامر ف (ڤ$_ر$)

ج- معامل فاي (ø)

أ) معامل التوافق (ق$_ر$)	ب) معامل كرامر ف (ڤ$_ر$)	ج) معامل فاي (ø)
$ق_ر = \sqrt{\frac{كا^2}{كا^2 + ن}}$ كا^2 : كا^{2}الإحصائية =8.32 ن : حجم العينة أو عدد الحالات = 50 $ق_ر = \sqrt{\frac{8.32}{50 + 8.32}}$ $= \sqrt{\frac{8.32}{58.32}}$ $= \sqrt{0.14} = 0.37$	$ڤ_ر = \sqrt{\frac{كا^2}{ن \times ق}}$ كا^2 : كا^{2}الإحصائية = 8.32 ن : حجم العينة أو عدد الحالات = 50 ق: أقل القيمتين في معادلة درجة الحرية (س- 1)=2-1=1 أو (ق-1)=2 -1=1 أقل القيمتين هنا 1 إذن ق=1 $ڤ_ر = \sqrt{\frac{8.32}{50 \times 1}}$ $= \sqrt{\frac{8.32}{50}}$ $= \sqrt{0.16} = 0.4$	$ø = \sqrt{\frac{كا^2}{ن}}$ كا^2 : كا^{2}الإحصائية = 8.32 ن : حجم العينة أو عدد الحالات = 50 $ø = \sqrt{\frac{كا^2}{ن}}$ $= \sqrt{\frac{8.32}{50}}$ $= \sqrt{0.16} = 0.4$

■ مثال :

أجري بحث لدراسة العلاقة بين لون الشعر (أشقر – بني – أسود – أحمر)

ولون العين (أشقر – بني – أسود) أخذت عينة من 60 فرد

علماً بأن إحصاء الاختبار كا^{2}الإحصائية كانت تساوي 7.74

أوجدي معاملات الارتباط الاسمية التالية :

أ) معامل التوافق ($ق_ر$) ب) معامل كرامر ف ($ڤ_ر$) ج)معامل فاي (Ø)

أ) معامل التوافق ($ق_ر$)	ب) معامل كرامر ف ($ڤ_ر$)	ج) معامل فاي (Ø)
$\text{ق}_\text{ر} = \sqrt{\frac{\text{كا}^2}{\text{كا}^2 + \text{ن}}}$ كا² : كا² الإحصائية =7.74 ن : حجم العينة أو عدد الحالات = 60 $\text{ق}_\text{ر} = \sqrt{\frac{7.74}{60+7.74}}$ $= \sqrt{\frac{7.74}{67.74}}$ $= \sqrt{0.11} = 0.33$	$\text{ڤ}_\text{ر} = \sqrt{\frac{\text{كا}^2}{\text{ن} \times \text{ق}}}$ كا² : كا² الإحصائية = 7.74 ن : حجم العينة أو عدد الحالات = 60 ق: أقل القيمتين في معادلة درجة الحرية (س−1)=4−1= 3 أو (ق−1)=3 −1=2 أقل القيمتين هنا 1 إذن ق=2 $\text{ڤ}_\text{ر} = \sqrt{\frac{7.74}{2 \times 60}}$ $= \sqrt{\frac{7.74}{120}}$ $= \sqrt{0.06} = 0.24$	$Ø = \sqrt{\frac{\text{كا}^2}{\text{ن}}}$ كا² : كا² الإحصائية =7.74 ن : حجم العينة أو عدد الحالات = 60 $Ø = \sqrt{\frac{\text{كا}^2}{\text{ن}}}$ $= \sqrt{\frac{7.74}{60}}$ $= \sqrt{0.12} = 0.34$

الفرق بين معامل الإرتباط والتغاير

كمفهوم مرتبط بمعامل الإرتباط:

- معامل الإرتباط له صور متعددة، منها مثلا معامل الإرتباط التتابعي لبرسون ويستعمل لوصف العلاقة بين متغيرين أو أكثر، والإرتباط من المفاهيم المهمة والمتعامل بها كثيرا في الإحصاء، وصور الإرتباط تختلف بإختلاف مستويات القياس (العودة إلى محاضرة مستويات القياس)، إذن أعلى قمة مستويات القياس هي مقاييس المسافة أو النسبة، ومعامل إرتباط برسون هو معامل الإرتباط المناسب لمقاييس المسافة أو النسبة (بينما معاملات إرتباط أخرى قد تكون مناسبة لأنواع أخرى من المقاييس).

- طيب هنا ندخل في لب الموضوع وهو التغاير وعلاقته بالإرتباط بعد أن أوجزنا تحديد مفهوم الإرتباط.

إذن ما معنى التغاير؟

التغاير هو أسلوب لمعرفة العلاقة بين متغيرين، وأحيانا يطلق عليه(التباين المتلازم) وهو متوسط حاصل ضرب مجموعتين متناظرين من الإنحرافات.

فهو يعتمد على مبدأ وجود مجموعتين من المتغيرات بحيث نقوم بحساب الإنحراف للمجموعة الأولى، والإنحراف للمجموعة الثانية [والإنحراف هو طرح كل درجة وكل درجة تطرح من متوسطها في المجموعة الثانية نحسب حاصل ضرب المجموعتين من الإنحرافات أي ضرب إنحرافات مج1، وضرب إنحرافات المجموعة الثانية مج2 ويتم جمعها (مج1 + مج2) ونقسمها على الأفراد لنتحصل على التغاير أو التباين المتلازم].

والتغاير قد يأخذ صورة تلازم في الإتفاق ونسميه إرتباط موجب وقد يكون تلازم في الإختلاف، ونسميه إرتباط سالب.

وقانون التغاير إذن:

$$\text{ع}_{\text{س ص}} = \frac{\text{مج}\ (\text{ح}_{\text{س}} \times \text{ح}_{\text{ص}})}{\text{ن}}$$

$\text{ع}_{\text{س ص}}$= التغاير

مثال:

س	1	2	3	4	5
ص	2	6	4	8	10

لحساب التغاير بحسب حساب متوسط س ومتوسط ص

إذن خطوات حساب التغاير تعتمد على:

1- حساب متوسط الدرجات لكل متغير على حدة.

2- عمل جدول مكوّن من 5 أعمدة.

3- يوضع في العمود الأوّل درجات المتغير الأوّل، وفي العمود الثاني درجات المتغير الثاني.

4- يوضع في العمود الثالث الإنحراف للمتغير الأوّل $ح_{س}$.

5- يوضع في العمود الرابع الإنحراف للمتغير الثاني $ح_{ص}$.

6- يوضع في العهود الخامس حاصل ضرب بين $ح_{س}$ و$ح_{ص}$.

7- جمع العمود الخامس ونقسمه على ن (أزواج الدرجات)، ونحصل على قيمة التغاير.

مهم:

- إذا كانت قيمة التغاير موجبة فنقول أن هناك تلازم في الإتفاق أي إرتباط موجب.
- إذا كانت قيمة التغاير سالبة فنقول أن هناك إرتباط سلبي أو عكسي.

إذن في المثال السابق نحصل على: $م_{س}$ هو متوسط س

درجات س	درجات ص	$ح_{س}$ (س − $م_{س}$)	$ح_{ص}$ (ص − $م_{ص}$)	$ح_{س} \times ح_{ص}$
1	2	-2	-4	8
2	6	-1	0	0
3	4	0	-2	0
4	8	1	2	2
5	10	2	4	8
				18

$م_{س} = 3$، $م_{ص} = 6$

التغاير $= \frac{18}{5} = 3.6$

إشارته موجبة فهذا تغاير إتفاق أي علاقة طردية زيادة بزيادة ونقصان بنقصان.

وإذا كانت إشارة التغاير سالبة وهذا يعني تلازم في الإختلاف أي علاقة عكسية إذن التغاير هو وسيلة للتعرف على الإرتباط بين مجموعتين من المتغيرات.

المقارنة بين التغاير والتباين:

أوجه الإختلاف:

التباين	التغاير
يتطلب حسابه وجود متغير واحد فقط	يتطلب حسابه وجود متغيرين
قيمته دائما موجبة ولا يمكن ان تكون سالبة	قد تكون قيمته سالبة أو موجبة
يدل على درجة التشابه أو التشتت في قيم المتغير	يدل على درجة الإرتباط (العلاقة بين المتغيرين).

8- معامل التوافق:

تهتم معاملات الإرتباط السابقة بإيجاد العلاقة بين المتغيرات التي يمكن قياسها كميا باستخدام الأدوات المختلفة في علم النفس وعلم الإجتماع، لكننا نجد في نفس الوقت أن هناك الكثير من المتغيرات النوعية التي تنقسم فيما بينها انقساما كيفيا وتحتاج إلى إيجاد العلاقة بينها، كالحاجة مثلا إلى إيجاد العلاقة بين لون العين أو البشرة أو الشعر لدى الأبناء بلون العين أو البشرة أو الشعر لدى الآباء، ويقع على عاتق معامل التوافق حساب مثل هذا النوع من العلاقات، وبحسب معامل التوافق من خلال افنتشار لتكرارات تلك المتغيرات النوعية وذلك بتربيع كل تكرار وقسمته على حاصل ضرب مجموع عمود التكرار في مجموع صفه، وذلك بالنسبة لكل صف ثم يتم جمع التكرارات المربعة في كل صف على بعضها البعض... وهكذا في باقي الصفوف.

وقانون معامل التوافق (ق) = $\sqrt{1-\frac{1}{\text{مج}}}$

وفيما يلي مثالا نوضح من خلاله خطوات حساب معامل التوافق.

مثال:

أراد باحث أن يعرف العلاقة بين الصفات الوراثية بالنسبة للون البشرة لدى الأبناء بلون البشرة لدى الأبناء بلون البشرة لدى الآباء فحصل على البيانات الآتية في جدول الإنتشار

خطوات حساب معامل التوافق:

1- يتم إيجاد مربع تكرار كل خلية من خلايا جدول الإنتشار ثم يتم قسمة هذا المربع على مجموع تكرارات عموده مضروبا في مجموع تكرارات صفه كمايلي :

$$\frac{\text{مربع تكرار الخلية}}{\text{مجموع تكرار العمود} \times \text{مجموع تكرار الصف}}$$

2- يتم جمع النواتج بالنسبة لكل صف على حدة.

3- نقوم بجمع مجموع الصفوف على بعضها البعض لنحصل على مج الصفوف.

4- نطبق القانون الآتي:

$$ق = \sqrt{1 - \frac{1}{مج}}$$

حيث أن:

ق= معامل التوافق

1= مقدار ثابت.

مج= مجموع الصفوف المشار إليها في 3. (د/ محمود السيد، 1987، ص 193).

9- معامل الإقتران:

في بعض الأحيان قد تصادفنا بينات وصفية ليس في طبيعتها صفة للترتيب أي لا يمكن وضع رتب لها أو لامعنى للرتب، فإذا أخذنا مثلا فصائل الدم نجد الفصائل A، B وغيرها أو المدخنين فنجد أن التقسيم يمكن أن يكون يدخن أم لا، وهناك الكثير من الأمثلة التي يكون للمتغيرين فيها صفتان أولى وثانية.

ويمكن التعبير عن جدول الإقتران بالجدول التالي.

جدول رقم: إقتران بين الصفات

Y \ X	x_1	x_2
y_1	A	B
y_2	C	D

ونلاحظ أن A هي عبارة عن التكرارات المشتركة في الصفة الأولى X والصفة الثانية Y وهكذا بالنسبة لبقية خلايا الجدول، ويستخدم الإحصائيون في قياس معامل الإقتران ما يعرف بمعامل ييل (Yule) للإقتران والذي يأخذ الشكل التالي:

$$R_c = \frac{AD - BC}{BC + AD}$$

مثال: أوجد معامل إقتران بين بون العيون ولون الشعر لمجموعة من الأفراد من البيانات في جدول الموالي:

جدول رقم: الإقتران بين لون الشعر ولون العيون

لون العيون X / لون الشعر Y	أزرق	عسلي
أشقر	8	6
أسود	7	5

من هذا الجدول يمكن حساب معامل الإقتران مباشرة بتطبيق القانون السابق:

$$R_c = \frac{AD - BC}{BC + AD} = \frac{40 - 42}{42 + 40} = \frac{-2}{82} = -0.024$$

ونلاحظ أنه لا يوجد إرتباط بين لون الشعر ولون العيون إذ أن معامل الإرتباط قريب جداً من الصفر.

في حالة تعدد صفات المتغيرات لا يمكن تطبيق قانون بيل، على سبيل المثال إذا كانت البيانات الخاصة بالعيون تحتوي على اكثر من صفتين (أسود، أزرق، عسلي، .....) او لون الشعر يحتوي أكثر من صفتين (أشقر، بني، أسود) في مثل هذه الحالة لابد أن يشتمل جدول الإقتران على جميع الصفات الواردة بالنسبة للمتغيرين في جدول مبسط كمايلي:

جدول رقم: إقتران بين عدد من الصفات

المتغير X / المتغير Y	x_1	x_2	x_3	المجموع
y_1	C_{11}	C_{12}	C_{13}	C_1
y_2	C_{21}	C_{22}	C_{23}	C_2
y_3	C_{31}	C_{32}	C_{33}	C_3
المجموع	$\sum C_1$	$\sum C_2$	$\sum C_3$	$\sum C$

حيث ....i=1,2,3.......J=1,2,3

وفي هذه الحالة يعرف معامل الإقتران لمعامل التوافق ويرمز له بالرمز R ويمكن حساب قيمته باستخدام العلاقة التالية:

حيث أن $C = \sum C_1 \; R_c = \sqrt{\frac{C-1}{C}}$

تدريب (1): أوجد معامل التوافق بين الطول والوزن لعينة مكونة من 45 طالبا بإحدى الجامعات باستخدام البيانات التالية:

الطول X / الوزن Y	ضخم	متوسط	نحيف	المجموع
طويل	7	5	3	15
متوسط	6	3	6	15
قصير	6	5	4	15
المجموع	17	13	15	15

لإيجاد معامل الإقتران نحسب أولا قيمة C كالآتي:

$$\sum C_1 = \frac{(7)^2}{15 \times 17} + \frac{(5)^2}{15 \times 13} + \frac{(3)^2}{15 \times 15} = 0.360$$

$$\sum C_2 = \frac{(6)^2}{15 \times 17} + \frac{(3)^2}{15 \times 13} + \frac{(6)^2}{15 \times 15} = 0.347$$

$$\sum C_3 = \frac{(4)^2}{15 \times 17} + \frac{(5)^2}{15 \times 13} + \frac{(6)^2}{15 \times 15} = 0.347$$

$$C = \sum C_1 + \sum C_2 + \sum C_3 = 1.058$$

$$R_c = \sqrt{\frac{C-1}{C}} = \sqrt{\frac{1.058-1}{1.058}} = 0.23$$

لا يوجد إرتباط يذكر بين أطوال وأوزان الطلاب.

المحور السادس: اختبار الفروض التنبؤية والتفاعلية

1- تحليل الانحدار البسيط.
2- تحليل الانحدار المتعدد.
3- التحليل العاملي.
4- تحليل التباين العاملي.

تمهيد:

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

ولهذا التنبؤ أهميته النفسية في الإفادة من اختبارات الاستعدادات العقلية المختلفة التي تهدف إلى التنبؤ بمستويات الأفراد في نواحي النشاط الجديدة التي لم يمارسوها من قبل.

وقد سمي هذا المفهوم الإحصائي بالانحدار لأنه ينحدر في تقديره للدرجات المختلفة نحو المتوسط، ولذا تسمى معادلات الانحدار أحيانا بمعادلات خطوط المتوسطات، وترجع فكرة هذه الخطوط إلى جداول التكرار المزدوج التي استعنا بها في حسابنا لمعاملات ارتباط فئات الدرجات، وعندما نصل أعمدة متوسطات أعمدة جداول التكرار المزدوج بخط يوضح اتجاهها فإن هذا الخط يسمى انحدار الاختبار الأول وعندما نصل متوسطات أسطر جداول التكرار المزدوج بخط يوضح اتجاهها فإنّ هذا الخط يسمى خط انحدار الاختبار الثاني. (د. فؤاد البهي، 1979، ص 399).

1- تحليل الانحدار البسيط:

تستخدم معادلة نموذج الانحدار للتنبؤ بحدوث الظاهرة في وجود متغيّر أو عدة متغيرات، مثل التنبؤ بكمية الأمطار في ضوء متغيرات المنخفض الجوي والحرارة والرطوبة، ومثل التنبؤ بالإنتاجية لبعض المحاصيل الزراعية في ضوء المتغيرات التسميد وخبرة المزارع ووجود أمراض ونوع التربة وغيرها من المتغيرات.

نموذج الانحدار الخطي المتعدد: يستند النموذج الخطي المتعدد على افتراض وجود علاقة خطية بين متغير تابع Y وعدد من المتغيرات المستقلة $X_1, X_2\ X_3, \dots.\ X_K$

معامل التحديد:R^2: هو قياس يوضح نسبة مساهمة المتغيرات المستقلة في تفسير التغير الحاصل في المتغير التابع.

اختبار الدلالة الإحصائية لنموذج الانحدار:

فرضية العدم: لا توجد علاقة بين كل المتغيرات المستقلة والمتغير التابع.

الفرضية البديلة: توجد علاقة معنوية بين المتغيرات المستقلة والمتغير التابع. (أ. د سفر. أ. سليمان، ص 16).

•والانحدار هو أسلوب يمكن بواسطته تقدير قيمة أحد المتغيرين بمعلومية قيمة المتغير الآخر عن طريق معادلة الانحدار، وله أنواع:

•الانحدار الخطي البسيط: فكلمة "بسيط" تعني أنّ المتغير التابع Y يعتمد على متغير مستقل واحد وهو X وكلمة "خطي" تعني أنّ العلاقة بين المتغيرين (X, Y) علاقة خطية.

•الانحدار المتعدد: إذا كان المتغير Y يعتمد على أكثر من متغير مستقل.

•**الانحدار غير الخطي:** إذا كانت العلاقة بين المتغير Y والمتغيرات المستقلة غير خطية كأن تكون من الدرجة الثانية أو آسية.

الانحدار الخطي البسيط:

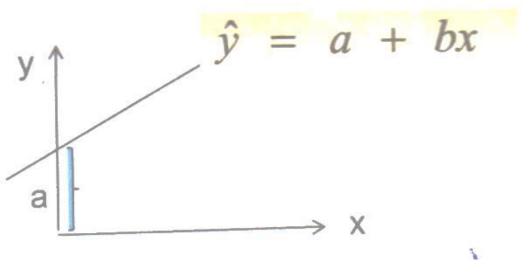
بعد تمثيل الأزواج المرتبة بالمستوى نحصل على شكل الانتشار فإذا أظهر الشكل الانتشاري للبيانات أنّ هناك علاقة خطية بين المتغيرين نقوم بتقدير خط الانحدار بواسطة العلاقة:

$$\bullet\ \hat{Y} = a + bx$$

حيث: **a:** ثابت الانحدار أو الجزء المقطوع من محور Y

B: ميل الخط المستقيم أو معامل انحدار

•وتحسب القيمتان **a** و**B** من العلاقتين التاليتين:(صالح العصفور، 2005، ص 02)



ملاحظة:

- إشارة معامل الانحدار b تدل على نوع الارتباط (طردي أو عكسي).
- لإيجاد قيمة مقدرة جديدة $\hat{Y}$ نعوض بقيمة معلومة للمتغير المستقل ولتكن χ في معادلة تقدير خط الانحدار

$$\hat{Y} = a + bx$$

نعوض

نماذج الانحدار:

الهدف: من قياس معاملات الارتباط هو معرفة درجة العلاقة او مقدار الترابط بين المتغيرات، أو درجة اقتران متغير بمتغير آخر وقلنا أنّ هذا الاقتران ليس معناه أنّ أحد المتغيرين يسبب المتغير الآخر، إلا أنه إذا ما وجدت علاقة قوية بين متغيرين فإننا ربما نحتاج إلى تقدير أحد المتغيرين بدلالة المتغير الآخر (أو التنبؤية)، ويسمى المتغير الذي يراد دراسة سلوكه (أو التنبؤية)، ومعرفة مدى تأثره بالمتغيرات الأخرى، بالمتغير التابع Dependent Variable ويطلق على كل متغير يؤثر في سلوك المتغير التابع المستقل (المنبأ) Independent Variable.

ويستخدم تحليل الانحدار كأسلوب إحصائي في تقدير العلاقة بين متغيرين أو أكثر على شكل علاقة دالية، يمكن عن طريقها معرفة التغير في أحد المتغيرات على أساس تأثره بالمتغيرات الأخرى، أو بمعنى آخر يتم عن طريقها التنبؤ بقيمة أحد المتغيرات (المتغير التابع)عن طريق معرفة قيم المتغيرات الأخرى (المتغيرات المستقلة)، فمثلا قد نرغب في تقدير أو التنبؤ بدرجة كفاءة أداء العامل (متغير تابع) بمعلومية درجة الرضا عن العمل (متغير مستقل، وبمدى تطبيق المنظمة للجودة الشاملة (متغير مستقل آخر)، او بمعنى آخر معرفة أكثر المتغيرات المستقلة (الرضا عن العمل، مدى تطبيق الجودة) تأثيرا في المتغير التابع (أداء العامل).

ويمكن القول أنّ تحليل الانحدار يعتبر من أهم الفروع الإحصائية التي تستخدم على نطاق واسع في جميع مجالات العلم والمعرفة، فهناك كثير من المشاكل الإدارية تتضمن التنبؤات، فالتخطيط للمستقبل يعتبر جزءً متكاملا للإدارة، ويحتاج بالضرورة إلى التنبؤ، فمثلا تحديد ميزانية العام القادم يحتاج إلى تنبؤ بمستوى العمليات، ورأس المال المستخدم في الآلات والأجهزة، والأفراد اللازمين لتنفيذ العمليات،

وعوامل أخرى كثيرة، وهناك أمثلة لحالات كثيرة نحتاج فيها إلى التنبؤ في الإدارة والاقتصاد والصناعة والزراعة... الخ.

وتعد مشكلة تحديد النموذج المستخدم في عملية التنبؤ أو التقدير باستخدام نماذج الانحدار، من أهم المشاكل التي تواجه الباحث، حيث تتداخل العديد من العوامل في تحديد اختبار النموذج الملائم للتحليل، منها نوعية البيانات، وطبيعة المتغيرات المستخدمة في التحليل، ومستويات قياسها، وطبيعة العلاقة بين المتغيرات محل الدراسة، وبوجه عام يمكن القول أنّ نماذج الانحدار يمكن تصنيفها تبعا للعديد من العوامل أهمها:

1/ عدد المتغيرات: هناك تقسيم شائع لنماذج الانحدار يتم تبعا لعدد المتغيرات المطلوب دراستها في النموذج، وهذا التقسيم هو:

أ/ **نماذج الانحدار البسيط:** تستخدم في حالة بحث العلاقة بين متغيرين فقط، أحدهما تابع والآخر مستقل.

ب/ نماذج الانحدار المتعدد: تستخدم في حالة وجود متغير تابع، وأكثر من متغير مستقل.

2/ شكل العلاقة بين المتغيرات: هنا يمكن أن نميّز بين نوعين من أنواع نماذج الانحدار:

أ/ نماذج الانحدار الخطي: Linear Regression

ب/ نماذج الانحدار المنحني (غير الخطي): Nonlinear Regression

3/ مستوى القياس للمتغيرات: هنا يوجد تقسيم شائع أيضا:

أ/ نماذج الانحدار التقليدية: تستخدم في حالة ما إذا كان المتغير التابع متغيرا كميا (فئويا أو نسبيا).

ب/ نماذج الانحدار اللوجيستي: تستخدم في حالة ما إذا كان المتغير التابع متغيرا كيفيا (ترتيبيا أو اسميا).

4/ طريقة تجميع البيانات: تجمع البيانات اللازمة للبحث إما من سلاسل زمنية Time series أو بيانات القطاع المستعرض Cross Seetion Data أو الدمج بين بيانات السلاسل الزمنية وبيانات القطاع المستعرض، وتختلف المعلمات الناتجة عن استخدام كل أسلوب في معناها عن استخدام الأسلوب الآخر، ففي حالة استخدام السلاسل الزمنية يتم جمع البيانات الزمنية للمتغيراتالتابعة والمستقلة

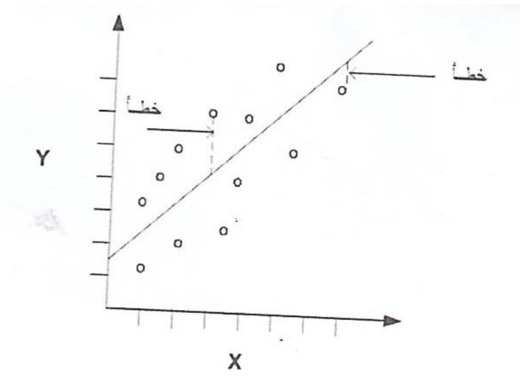
عن عدة سنوات، لفترات زمنية متتالية، أما في حالة جمع البيانات من القطاع المستعرض فيتم جمع البيانات عن فترة زمنية معيّنة، ولكن لعدة أشخاص أو أسر. (د. محمد شامل، 2005، ص 608-609).

يعد الانحدار من المواضيع المهمة والأكثر تناولا في ميدان الإحصاء الاستدلالي، باستخداماته الواسعة في شتى الميادين العلمية والاجتماعية والاقتصادية.. (د. محمد بداوي، 2016، ص 14).

التعريف 1:

هو أداة رياضية تستخدم لتقدير العلاقة بين متغيرين أو أكثر، أحد هذه المتغيرات يسمى متغيرا تابعا variable dépendant وهو الذي تتأثر قيمته في حالة تغير قيمة المتغير المستقل ويسمى بالمتغير الدال، والآخر يسمى بالمتغير المستقل indépendant variable وهو يؤثر في قيمة المتغير التابع عند تغيره ويسمى بالمتغير المفسر.

لنأخذ الشكل التالي:



الشكل رقم : مستقيم التسوية

لتقدير معالم الانحدار (معامل التقاطع α والميل β) نستخدم طريقة المربعات الصغرى (La méthode de moindre carrées)، إذا رمزنا بـ $\hat{Y}$ للقيمة التي تتبؤها $\gamma = \mu\gamma/x$

ولكي يمثل خط التنبؤ $\hat{Y}$ أفضل ملائمة ممكنة للقيم الملحوظة لابد لنا أن نجعل هذه الانحرافات أصغر ما يمكن، يعتمد هذا على مبدأ المربعات الصغرى أي نختار α و β بحيث تكون الكمية $Q = \sum_{i=1}^{n}(y_i - \hat{y}_i)^2 = \sum_{i=1}^{n} e_i^2$ في نهايتها الصغرى، وبتعويض قيمة $\hat{Y}$ نجد:

$$Q = \sum_{i=1}^{n}\left(y_i - \hat{\alpha} - \hat{\beta}x_i\right)^2 \ldots\ldots\ldots\ldots(1)$$

ولحساب à وβ نقوم باشتقاق طرفي العلاقة (1) جزئيا بالنسبة لـ à وβ والمطابقة مع الصفر نجد:

$$\frac{aQ}{a\hat{\alpha}}=\sum_{i=1}^{n}(-2)\left[y_i-(\hat{\alpha}+\hat{\beta}x_i)\right]=0$$

$$\frac{aQ}{a\hat{\beta}}=\sum_{i=1}^{n}(-2)\left[y_i-(\hat{\alpha}+\hat{\beta}x_i)\right]=0$$

وتؤدي هاتان العبارتان إلى:

$$\sum_{i=1}^{n}y_i=\hat{\alpha}n+\hat{\beta}\sum_{i=1}^{n}x_i$$

$$\sum_{i=1}^{n}x_iy_i=\hat{\alpha}\sum_{i=1}^{n}x_i+\hat{\beta}\sum_{i=1}^{n}x_i^2$$

وبحل هذه الجملة نحصل على:

$$\beta=\frac{n(\sum_{i=1}^{n}x_iy_i)+(\sum_{i=1}^{n}x_i)(\sum_{i=1}^{n}y_i)}{n\left(\sum_{i=1}^{n}x_i^2\right)-\left(\sum_{i=1}^{n}x_i\right)^2}=\frac{\sum_{i=1}^{n}x_iy_i-n\bar{x}\bar{y}}{\sum_{i=1}^{n}x_1^2-n(\bar{x})^2}=\frac{cov\,(x,y)}{V(x)}$$

$$\alpha=\frac{\sum_{i=1}^{n}y_i-\hat{\beta}\sum_{i=1}^{n}x_i}{n}=\bar{y}-\beta\bar{x}$$

يمكننا استخدام طريقة الانحرافات لحساب β وهي: $\hat{\beta}=\frac{xy}{S_{xx}}$

مثال 7:

يمثل الجدول التالي عدد ساعات الدراسة التي أمضاها طالب ما للتحضير للامتحان (xوالعلامات التي حصل عليها:

x	4	10	14	4	7	12	22	1	17
y	6.5	12	13	7.5	9	12	18	4.5	16.5

المطلوب: أوجد معادلة الإنحدار الخطي لـ y على x

حل المثال:

$$n = 10, \sum x_i = 100, \sum x_i^2 = 1376, \sum y_i = 113.5, \sum y_i^2 = 146.25, \sum x_i\, y_i = 1385$$

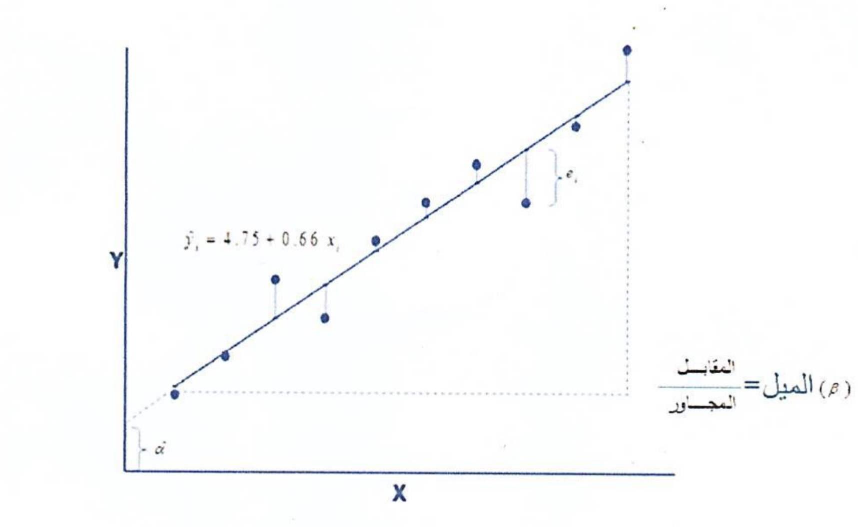
$$S_{xx} = \sum (x_i - \bar{x})^2 = \sum x_i^2 - \frac{(\sum x_i)^2}{n} = 1376 \frac{(100)^2}{10} = 376$$

$$S_{xy} = \sum (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y}) = \sum x_i y_i - n\bar{x}\bar{y} = 1385 - \frac{1}{10}(100)(113.5) = 250$$

$$\beta = \frac{S_{xy}}{S_{xx}} = \frac{250}{376} = 0.66, \quad \hat{\alpha} = \bar{y} - \hat{\beta}\bar{x} = 113.5 - (0.66)(10) = 4.754$$

يمكن استخدام هذه المعادلة بغرض التنبؤ بقيمة المتغير y من أجل قيمة معينة لـ x، فلو فرضنا أن هذا الطالب حضر 21 ساعة لهذا الإمتحان، فالتنبؤ بالعلامة سيكون كمايلي:

$$\hat{y} = 4.75 + 0.66(0.21) = 18.61$$



نماذج الإنحدار التقليدية:

تستخدم نماذج الانحدار التقليدية لتقدير صيغة رياضية للعلاقة بين متغيرين كميين أو أكثر بهدف التنبؤ بقيمة المتغير التابع بمعلومية قيم المتغيرات المستقلة وذلك من خلال معادلة الانحدار، ويمكن أن نأخذ معادلة الانحدار أحد الأشكال الرياضية المعروفة مثل شكل كثيرات الحدود أو الدالة الأسية أو الدالة اللوغاريتمية، حسب طبيعة العلاقة بين المتغيرات محل الدراسة، ولكن أشهر صور دالة الانحدار واكثرها انتشارا في التطبيقات العملية هي دالة الانحدار الخطية، وعموما سوف تنقسم دراستنا لنماذج الانحدار التقليدية إلى ثلاثة موضوعات رئيسية هي:

1/ نموذج الانحدار الخطي البسيط: Simple linear regression

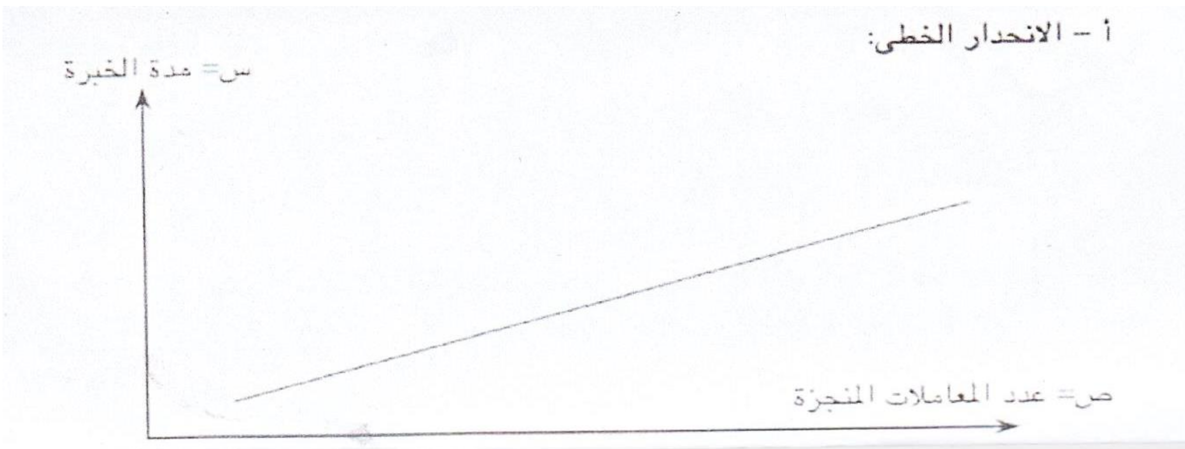
2/ نماذج الانحدار غير الخطي البسيط: Simple curvilinear regression

3/ نماذج الانحدار الخطي المتعدد Multiple linear regression

نموذج الانحدار الخطي البسيط simple linear regression

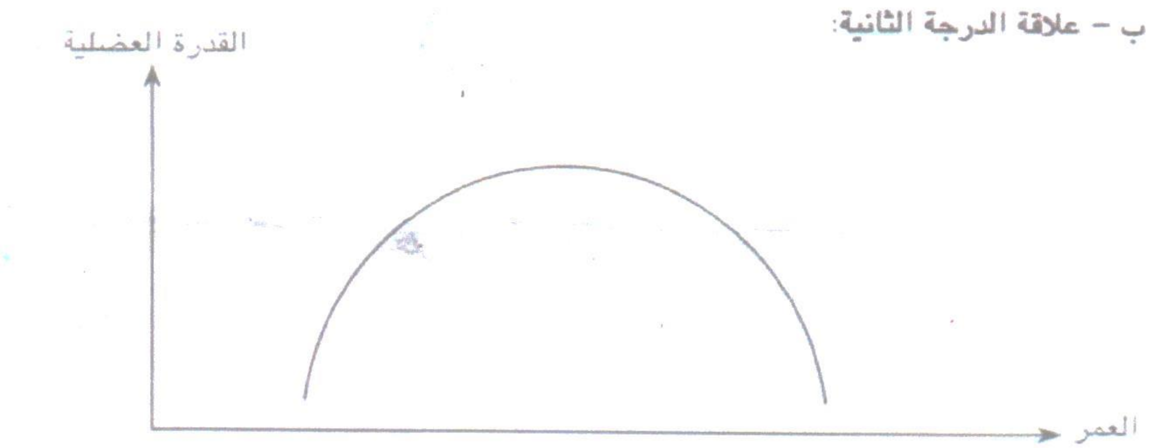
يستخدم الانحدار الخطي البسيط في وصف العلاقة الخطية بين متغيرين، احدهما يؤثر في الاخر، ويسمى بالمتغير المستقل، ويرمز له بالرمز (س)، والآخر يتأثر بالأول ويسمى بالمتغير التابع، ويرمز له بالرمز (ص)، ويجب أن يكون المتغير التابع متغيرا متصلا ومستوى قياسه لا يقل عن المستوى الفتري أو النسبي، بينما المتغير المستقل قد يكون مستوى قياسه ترتيبيا أو فتريا او نسبيا، ولا يجوز استخدام مستوى القياس الأسمى إلا بعد معالجة تكويد هذا المتغير، كما سوف نرى (مراد 2000، ص 164) ويمكن التوصل إلى شكل الانحدار البسيط من تمثيل أزواج القيم تمثيلا بيانيا، ثم نستخدم شكل الانتشار في محاولة الحكم على نوع العلاقة بين المتغيرين، وهناك أشكال مختلفة لانتشار قيم متغيرين منها:

أ/ الانحدار الخطي:



لو بحثنا الاتجاه العام الذي تبينه نقاط التقاء قيم (س) وقيم (ص) نلاحظ وجود علاقة واضحة بين قيم هذين المتغيرين، فكلما زادت قيمة (س) زادت بالمقابل قيمة (ص) المناظرة لها، ولهذا يبدو واضحا أنّ اتجاه هذه العلاقة يأخذ شكل الخط المستقيم، ولذلك تسمى بالانحدار الخطي، ومن أمثلة ذلك علاقة عدد المعاملات المنجزة يوميا للموظف مع خبرته الوظيفية بالأشهر.

ب/ علاقة الدرجة الثانية:



عند البحث عن الاتجاه العام الذي تبينه نقاط التقاء قيم المتغير (س) وقيم المتغير (ص) نلاحظ أنّ العلاقة واضحة، أي كلما ازدادت قيم (س) ازدادت قيم (ص)، وهذه تحصل في بداية المرحلة ثم تتضاءل الزيادة في المتغير (ص)، ومن ثم تبدأ القيم بالتناقص عند تجاوز قيم المتغير (س) مستوى معينا، إن هذه العلاقة يطلق عليها علاقة الدرجة الثانية، ومن أمثلة ذلك علاقة القدرة العقلية بالنمو العمري. (د. محمد شامل، 2005، ص 611).

معادلة الانحدار الخطي البسيط:

بناءً على ما سبق فإن الانحدار الخطي البسيط يحاول التوصل إلى أفضل خط مستقيم يربط بين المتغيرين (س، ص) بمعنى التوصل إلى الخط المستقيم الذي يمر بمركز شكل الانتشار لقيم س، ص ويحقق شرطي المربعات الصغرى، ويوضح هذا الخط المستقيم التغير في المتغير المستقل (س) وما يقابله من تغير في المتغير التابع (ص)، فكل تغير في قيم المتغير المستقل (س) يقابله قدر ثابت من التغير في المتغير التابع (ص)، وهذا القدر الثابت يعتمد على ميل الخط المستقيم، أو على العلاقة بين المتغيرين س، ص، والصورة العامة لمعادلة الخط المستقيم بين س، ص هي:

ص= a +β س+ خ

حيث (a +β) هما ثوابت المعادلة في المجتمع، حيث أنّ لكل منهما معنى:

(a) تسمى ثابت الانحدار (Regression constant) يعني هندسيا ذلك الجزء المقطوع من المحور الرأسي (ص)، ويمثل نقطة التقاطع مع المحور الرأسي عندما تكون قيمة المتغير المستقل (س) مساوية

للصفر، وقيمة (a) تعني تقديرا لقيمة المتغير التابع (ص) إذا كانت قيمة المتغير المستقل تساوي الصفر.

(β) تسمى معامل الانحدار (Regression coefficient): يعني هندسيا ميل خط الانحدار (Regression slope) على المحور الأفقي، ورياضيا المشتقة التفاضلية الأولى لـ (ص) بالنسبة لـ (س)، وقيمة (β) تعني مقدار التغير بالمتغير التابع (ص) نتيجة للتغير في المتغير المستقل (س) بوحدة واحدة.

(خ) تشير إلى مقدار الخطأ العشوائي للنموذج وله فروض خاصة به هي:

- الأخطاء موزعة توزيعا طبيعيا، حيث قيمة المتوسط (التوقع) تساوي صفرا.

الأخطاء لديها تباين ثابت، بمعنى أن تباين (خ ر) = σ^2 لجميع قيم ر.

2- تحليل الانحدار المتعدد

* من المعروف أنّ الارتباط الخطي بين متغيرين يقيس العلاقة غير السببية بينهما ليتعرف على درجتها واتجاهها.

* كلمة العلاقة غير السببية نعني بها أنّ الارتباط لا يهتم بتصنيف المتغيرات إلى متغيرات مستقلة ومتغيرات تابعة ولا تهتم بمعرفة أي من المتغيرات يؤثر ومن منها يتأثر.

*نفرض أنّ لدينا متغيرا (أو مجموعة متغيرات) مستقلا وآخر تابعا، يهدف الانحدار إلى الحصول على الصورة الرياضية للعلاقة التي تربط المتغير (المتغيرات) المستقل بالمتغير التابع، لو أمكن الحصول على هذه الصورة لأطلق عليها اسم معادلة الانحدار.

* معادلة الانحدار قد تكون مضبوطة وقد تكون تقريبية.

* وتستخدم معادلة الانحدار في التنبؤ بقيمة المتغير التابع عند قيمة معينة للمتغير (المتغيرات)المستقل.

* إذا كانت المعادلة مضبوطة يتم التنبؤ بدون خطأ لكن غذا كانت تقريبية يكون التنبؤ بخطأ يمكن تقديره والتحكم فيه.

* بصفة عامة يمكن ان يكون الانحدار خطيا، وقد يكون غير خطيا، فإذا كانت لدينا متغيرين وكانت العلاقة بينهما خطية فيمكن تمثيل العلاقة بينهما بمعادلة خط مستقيم.

* أما إذا كنت العلاقة غير خطية فإنه يمكن تمثيل العلاقة بينهما بمعادلة غير خطية، ويمكن معرفة نوع العلاقة في حالة متغيرين عن طريق شكل الانتشار. (د. عبد الفتاح، ص 2– 3).

* في الانحدار المتعدد نفترض أنّ لدينا متغيرا تابع واحد نرمز له بالرمز Y ومجموعة من المتغيرات المستقلة عددها m متغيرا نرمز لها بالرمز $X_1, X_m...... X_2$ كحالة خاصة في الانحدار البسيط يكون M=1 .

* نريد هنا الحصول على أفضل معادلة انحدار تمثل العلاقة بين المتغير التابع والمتغيرات المستقلة وذلك إذا توافرت لدينا بيانات من عينة حجمها n فيكون النموذج الرياضي الخطي هو:

$$Y_j = \beta_0 + \beta_1 X_{1j} + \beta_2 X_{2j} + \cdots + \beta_{m-1} X_{mj} + \varepsilon_j \quad , \quad j = 1,2, \ldots , n$$

* من المعادلة السابقة نجد الآتي:

▪المتغير التابع يمثل بالرمز y_j والمتغيرات المستقلة وعددها m متغيرا ممثلة بالرموز X_{ij} حيث أنّ I=1.2…, m, j=1, 2, …, n

▪معالم الخط Parameters وهي الثوابت المجهولة وتمثل بالرمز β_j حيث j=1,2,…m

▪الخطأ في النموذج يمثل بالرمز ε_j وهو متغير عشوائيا، وتوجد مجموعة من الفروض حول الخطأ وهي:

1/ مجموع الأخطاء العشوائية مساويا للصفر وبذلك يكون متوسط الخطاء مساويا للصفر.

2/ تباين الخطأ مقدار ثابت لكل المشاهدات ومساويا σ^2 هناك تجانس.

3/ التغاير بين أي خطأين مساويا للصفر وبذلك لا يوجد ارتباط بين الخطاء وبعضها البعض.

4/ يفترض أنّ الخطأ يتوزع حسب التوزيع الطبيعي بمتوسط صفر وتباين مشترك σ^2.

* عند توفر بيانات المتغير التابع والمتغيرات المستقلة فإن تقدير معالم المعادلة يمكن ان يتم بعدة طرق منها طريقة المربعات الصغرى Least Square وهذه الطريقة تعطي أحسن معادلة خط انحدار بين المتغير التابع والمتغيرات المستقلة.

* وتعتبر احسن معادلة لأنها تعطي أقل خطأ ممكن.

– وباستخدام الفروض السابقة تصبح أفضل معادلة لتقدير قيمة المتغير التابع بدلالة المتغيرات المستقلة هي: $\hat{Y}_j= \beta_0+\beta_1 x_{1j} +\beta_2 x_{2j}+ \dots +_{m-1} x_{mj}, j=1.2,\dots, n\beta$

* حيث القيم $\beta-1$ $_j, = 1.2, \dots m$ تمثل القيم المقدرة للمعالم المجهولة وهي متغيرات عشوائية لها توزيعات احتمالية. (د. عبد الفتاح، ص 17).

1/ نموذج الانحدار المتعدد

معادلة الانحدار المتعدد

استخراج المعاملات

1-1- معادلة الانحدار المتعدد

معادلة خط الانحدار المتعدد تعبر عن علاقة خطية بين متغيرة كمية تابعة y ومتغيرات كمية مفسرة لها p أين $j= 1,2,\dots p$ تصاغ هذه العلاقة (النموذج) كالتالي:

$$y = \alpha_0 + \alpha_1\chi_1 + \alpha_2\chi_2 + \cdots \alpha_j\chi_j + \cdots + \alpha_p\chi_p + \varepsilon$$

الهدف هو تقدير الثابت α_0ومعاملات الانحدار الجزئية α_j انطلاقا من عيّنة عشوائية من المشاهدات i، حجمها n $(i= 1,2,\dots, n)$.

•**الثابت** α_0 يمثل قيمة y عندما تنعدم كل المتغيرات المستقلة X_j

2/ تقييم العلاقة:

- معامل الارتباط المتعدد
- معامل التحديد المتعدد
- اختبار معامل الارتباط المتعدد
- معامل التحديد المتعدد المعدل
- التأكيد بالمقارنة

2- 1- معامل الارتباط المتعدد

الحصول على النموذج وتفسير معاملاته هو خطوة مهمة تتلوها خطوات أخرى في التحليل، في هذا المبحث ندرس المؤشرات المستخدمة لتقييم قوة العلاقة التي يستند إليها النموذج، من أهم هذه المؤشرات،

معامل الارتباط المتعدد (Coefficient de correlation multiple) الذي يقيس قوة العلاقة بين المتغيرة التابعة والمتغيرات المفسرة المستخدمة في النموذج، قيمة هذا المعامل محصورة بين 0 و 1 قرب R من 1 يدل على قوة العلاقة، وقرب R من 0 يدل على ضعف العلاقة في حالة متغيرتين مفسرتين، تكون صيغة معامل التحديد كما يلي:

$$R = \sqrt{\frac{r_{yx1}^2 + r_{yx2}^2 - r_{yx1}.r_{yx2}.r_{x1x2}}{1 - r_{x1x2}^2}}$$

مثال. في مثال تكلفة المشروع أحسب معامل الارتباط المتعدد R وفسر النتيجة إذا علمت أن:

$r_{yx1}= 0.845$; $r_{yx2}= 0.791$; $r_{x1x2} = 0.371$ =>

$$R = \sqrt{\frac{r_{yx1}^2 + r_{yx2}^2 - r_{yx1}.r_{yx2}.r_{x1x2}}{1 - r_{x1x2}^2}} = \sqrt{\frac{0.845^2 + 0.791^2 - 2 \times 0.845 \times 0.791 \times 0.371}{1 - 0.371^2}} \cong 0.989$$

الارتباط بين التكلفة من جهة والمدة والمسافة من جهة أخرى هو ارتباط قوي، بما أنه قريب من 1.

لاحظ:

●معامل الارتباط المتعدد يعادل أيضا معامل الارتباط بين القيم الحقيقية والمقدرة للمتغيرة التابعة: $R+r_{\hat{y}Y}$

●معامل الارتباط المتعدد أكبر دوما من معاملات الارتباط الفردية.

2-2- معامل التحديد المتعدد

معامل التحديد المتعدد (multiple determinant coefficient) يرمز له ب R2، وهو يمثل نسبة تباين Y المفسر بالنموذج، أي بالمتغيرات المستقلة، مثلما هو الحال في تحليل الانحدار البسيط يقسم التباين الكلي للمتغيرة التابعة إلى تباين مفسر وتباين غير مفسر:

$$\sum_i \left(y_i - m_y\right)^2 = \sum_i (\hat{y}_i - m_y)^2 + \sum_i (y_i - \hat{y}_i)^2$$

SSR+ SSE SST =

معامل التحديد المتعدد R^2 يحسب كما يلي:

قيمة R2 تكون محصورة بين 0 و 1 كلما اقتربت من 1 دل ذلك على اقتراب نقاط السحابة من خط المربعات الصغرى، أي على جودة النموذج؛ وبالعكس، كلما اقتربت R2 من الصفر دل ذلك على

ابتعاد نقاط السحابة من خط انحدار المربعات الصغرى، أي على ضعف دقة التقدير الذي يعطيه النموذج. القيمة ($1-R^2$) تمثل نسبة التباين غير المفسر بالنموذج: $1-R^2$ =SSR/ SST

مثال: أحسب التباين المفسر بمعادلة الانحدار المتعدد في مثال تكلفة المشروع ونسبة التباين غير المفسر.

$$R= 0.989 \Rightarrow R2 = 0.979$$

حوالي 98 بالمائة من تباين Y (تكلفة المشروع) مفسر بالمتغيرتين المستقلتين (المسافة والمدة).

$$(1- R_2) = 1- 0.978 = 0..22$$

لاحظ:

•يحسب R^2 أيضا كما يلي:

$$R^2 = \frac{a_1 \sum yx_1 + a_2 \sum yx_2}{\sum y^2}$$

• تزيد قيمة R^2 بزيادة عدد المتغيرات المستقلة في النموذج حتى لو لم تكن تؤثر على التابع.

- قيمة R^2 لا تكون محصورة بين 0 و 1 في النماذج التي لا تحتوي على ثابت.
- تتغير قيمة R^2 عند تحويل المتغيرات.

2-3- اختبار معامل الارتباط المتعدد

غالبا ما يقوم الباحثون باختبار معامل الارتباط المتعدد R، للنظر إن كان يمكن الاستدلال على وجود علاقة في المجتمع يستند إليها النموذج، لكن كيف يكون هذا الاختبار فعليا؟ سبق أن رأينا أن التباين الكلي SST للمتغيرة التابعة ينقسم إلى تباين مفسر SSE وتباين غير مفسر أو متبقي SSR، في حالة عدم وجود علاقة بين المتغيرة التابعة والمتغيرات المفسرة يتبع كل من التباينين (المفسر وغير المفسر) توزيع ك2، بقسمة نسبة التباين المفسر إلى درجة حريته على نسبة التباين المتبقي إلى درجة حريته نحصل، تحت فرضية الاستقلال (H_0)، على إحصائية تتبع توزيع فيشر، في حالة كون المتغيرة التابعة تتبع التوزيع الطبيعي.

$$\frac{SSE/p}{SSR/(n-p-1)} = \frac{MSE}{MSR} \rightarrow F_{p;n-p-1}$$

الفرضية الصفرية للاختبار هي عدم وجود علاقة بين المتغيرة التابعة والمتغيرات المستقلة، أي أن هذه الأخيرة لا تضيف أي معلومة عن المتغيرة التابعة، ويمكن التعبير عن الفرضية الصفرية بانعدام كل معاملات الانحدار الجزئية في النموذج:

$$H_0 : \alpha_1 = \alpha_2, = \ldots \alpha_p = 0$$

الفرضية البديلة في هذه الحالة هي اختلاف أحد الميول الجزئية على الأقل عن الصفر، وتعني وجود علاقة في المجتمع تبرر النموذج، يمكن أيضا التعبير عن الفرضية الصفرية بانعدام معامل الارتباط المتعدد في المجتمع، ويرمز له بالحرف اليوناني "رو":p، ونكتب:

$$H_0 : p = 0 \leftrightarrow H_1 : p \neq 0$$

حسابات الاختبار تلخص عادة في جدول تحليل التباين التالي.

جدول 1. جدول اختبار النموذج أو (العلاقة).

SS	df	MS	Fobs	Ftab
SSE	p	MSE = SSE/p	MSE/ MSR	$F_{p;\, n-p-1,1-0.95}$
SSR	n –p - 1	MSR = SSR/(n- p- 1)		
SST	n- 1			

يمكن أيضا اعتبار هذا الاختبار اختبارا لمعامل التحديد بالنظر إلى أنه بقسمة البسط والمقام في إحصائية الاختبار على SST نصل إلى الكتابة التالية بدلالة معامل التحديد:

$$\frac{R^2/p}{(1-R^2)/(n-p-1)} \to F_{p;n-p-1}$$

مثال. اختبر معامل الارتباط المتعدد في مثال تكلفة المشروع بمستوى دلالة خمسة بالمئة.

$$H_0 : p = 0 \leftrightarrow H_1 : p \neq 0$$

$$RH_0 si \frac{R^2/p}{(1-R^2)/(n-p-1)} > F_{p;n-p-1;1-\alpha}$$

$$F_{OBS} = \frac{0.989^2/2}{(1-0.989^2)/(5-2-1)} = 45.93;$$

$$F_{p;n-p-1;1-\alpha} = F_{2;2;0.95} = 19 \Rightarrow RH_0$$

بما أن القيمة المشاهدة أكبر من القيمة الجدولية (الحرجة)، القرار هو رفض H_0، ونستدل أن معامل الارتباط المتعدد في المجتمع لا يساوي صفر، أي أن هناك ارتباطا دالا بين المتغيرة التابعة والمتغيرتين المستقلتين.

لاحظ:

في تقارير البحث، لا يتم عادة إظهار الصياغة الرياضية للفرضيات.

2-4- معامل التحديد المتعدد المعدل

عيب معامل التحديد المتعمد كمؤشر على قوة العلاقة أن قيمته تتأثر بعدد المتغيرات المفسرة م وعدد المشاهدات n، كلما زاد عدد المتغيرات في النموذج زادت قيمة هذا المعامل حتى لو لم يكن لها علاقة بالمتغيرة التابعة، لأجل ذلك يحسب الإحصائيون عادة معامل التحديد المتعدد المعدل:R^2_{adj} ، وهي قيمة قريبة المعنى من R^2، وأقل منها، ميزتها أنها خالية من تأثير n و p لأنها تستخدم متوسط مجموع المربعات في كل من البسط والمقام بدلا من مجاميع المربعات:

$$R^2 = \frac{SSE}{SST} = 1 - \frac{SSR}{SST};$$

$$R^2_{adj} = 1 - \frac{MSR}{MST}$$

العلاقة بين المعاملين يمكن استخراجها بسهولة كما يلي:

$$R^2_{adj} = 1 - \left[\frac{SSR/(n-p-1)}{SST/(n-1)}\right] = 1 - \left[\frac{SSR}{SST}\frac{(n-1)}{(n-p-1)}\right] = 1 - \left[(1-R^2)\frac{n-1}{n-p-1}\right]$$

مثال، معامل الارتباط المتعدد المعدل لمثال تكلفة المشروع:

$$R^2_{adj} = 1 - \left[(1-R^2)\frac{(n-1)}{n-p-1}\right] = 1 - \left[(1-0.989^2)\frac{(5-1)}{5-2-1}\right] = 0.957$$

لاحظ:

* لا يعتبر معامل التحديد المتعدد المعدل نسبة تباين مفسر، كما أنه يمكن أن يأخذ قيما سالبة (في هذه الحالة لا يكون له معني محدد)، تظهر فائدة معامل التحديد المتعدد المعدل بالدرجة الأولى في المقارنة بين نماذج متعددة عند البحث عن أفضل نموذج من خلال تغيير المتغيرات المستقلة التي تدخل فيه.

* من بين المؤشرات المستخدمة أحيانا في التقييم اختبار F الجزئي، يقوم هذا الاختبار على الزيادة في التباين المفسر الناتجة عن إدراج متغيرة ما في معادلة الانحدار.(د. صالح، ص 7- 8- 9).

3- التحليل العاملي:

التحليل العاملي هو مجموعة من الأساليب الإحضائية التي تهدف إلى تخفيض عدد المتغيرات أو البيانات المتعلقة بظاهرة معيّنة، وهو طريقة إحصائية متعددة المتغيرات تستخدم في تحليل البيانات أو مصفوفات الارتباط، أو مصفوفات التباينات للمتغيرات وحواصل ضربها، ويكون الهدف هو توضيح العلاقات بين تلك المتغيرات، وينتج عنها عدد من المتغيرات الجديدة او المفترضة تسمى بالعوامل، وعادة ما تكون البيانات هي درجات أفراد على متغيرات نفسية أو اجتماعية أو تربوية.

كما يهدف التحليل العاملي إلى تحليل مجموعة من معاملات الارتباط بين عدة متغيرات واختزالها إلى عدد أقل من العوامل، أي يساعد على فهم تركيب مصفوفة الارتباط أو التباين المشترك من خلال عدد أقل من العوامل. (د. السيد محمد، ص 01).

أهداف التحليل العاملي :

من أهم الأهداف التي ترمي إليها المحاولات العلمية تنظيم الحقائق والمفهومات تنظيما يوضح ما بينها من علاقات، أو تقسيمها على أساس ما بينها من أوجه التشابه والاختلاف،. وقد نشطت عملية التقسيم والتنظيم منذ منتصف القرن الماضي فيما يتعلق بالظواهر الطبيعية Physical phenomenaحيث يكون التقسيم واضحا ملودا وعند ما تحول اتجاه القسم العلمي الظواهر الحيوية Biologicalاتضح أن التقسيم المحدد لا يتمثل في الأنواع المختلفة، بل وجد أن السمات والصفات البيولوجية بتداخل بعضها مع بعض فهي سمات مرتبطة لا يمكن فصلها واقترح جولتن Galton طريقة معامل الارتباط كوسيلة عددية الوصف هذا التداخل، فإذا اتجه التقسيم بعد ذلك إلى السمات النفسية أو الظواهر الاجتماعية كانت صعوبة التقسيم أصعب بكثير نظرا لتعقد الصورة وتشابك العوامل إلى تكرها تشابكا يجعل من العسير على التجارب العملية وحدها – مهما أحكمت – القيام بعملية التقسيم والتنظيم دون مساعدة الوسائل الاحصائية ، ومن أهم الوسائل الاحصائية التي تهدف لنك في ميدان القياس النفسي والاجتماعي الطريقة المسماة : التحليل العاملي ، حيث بدأ الباحث بعدد من القدرات العقلية أو السمات النفسية مثلا، وينتهي من هذا التحليل إلى تقسيم هذه القدرات إلى مجموعات يرتبط أفرادها تبعا لعدد من الأسس هى التي يطلق عليها العوامل .كما يتضح من الشكل التوضيحي الآتي :

القدرات	العامل (1)	(2)	(3)
أ	x		
ب		x	
ج	x		
د			x
هـ		x	
و			x

جدول ( ): التحليل العاملي كوسيلة من وسائل التقسيم العلمي (د. السيد محمد، 1997، ص 267).

- كيفية البدء بالتحليل العاملي:

يبدأ التحليل العاملي بحساب الارتباطات بين عدد من المتغيرات مثل المتغير x1, x2, x3, x4 ونحصل على مصفوفة الارتباطات بين هذه المتغيرات لدى عينة ما، ثم نقوم بعد ذلك بتحليل هذه المصفوفة الارتباطية تحليلا عامليا لنصل إلى أقل عدد ممكن من العوامل تمكننا من التعبير على عن أكبر قدر من التباين بين هذه المتغيرات.

كل عامل من معاملات الارتباط في المصفوفة له على الأقل علاقة بسيطة بين متغيرين فقط دون التنبؤ بوجود علاقة بين مشتركة بين ثلاثة متغيرات معا أو بين مجموعه من المتغيرات، مثال ذلك لو حصلنا على معامل ارتباط بين المتغير X1 والمتغير X2 قدره 0.7 وبين المتغير X2 والمتغير X3 قدره 0.7 أيضا لا يعني بالضرورة أن تكون هنالك علاقة تساوي 0.7 بين المتغير X1 والمتغير X3.

وما يكون مشترك بين المتغير X1 والمتغير X2 غير ما هو مشترك بين المتغير X2 والمتغير X3 ولهذا السبب لا تصلح العلاقة الثنائية بين المتغيرX2 وأي من المتغيرين X2 و X3 لتقدير العلاقة بينهما في الارتباط البسيط

أهداف التحليل العاملي:

أ. يلخص المتغيرات في عدد أقل من العوامل الرئيسية التي يمكن أن تفسر الظاهرة.

ب. إبراز مجموعة العناصر الكامنة التي يصعب الكشف عنها والتي يمكن أن يكون لها دور في تفسير العلاقات بين عدد كبير من المتغيرات.

ت. الحصول على مجموعة جديدة من المتغيرات (العوامل) وبعدد أقل لتحل جزئيا أو كليا محل المجموعة الأصلية من المتغيرات.

ث. التعرف على المتغيرات التي لها دلالة إحصائية هامة والتي تتطلب مزيدا من عمليات التحليل الأخرى كالانحدار.

ج. يعتبر أسلوبا مفيدا في خفض العلاقات المعقدة بين مجموعة من المتغيرات إلى صورة خطية بسيطة نسبيا كما أنها تكشف عن العلاقات غير المتوقعة.

ح. يحل مشكلة المتغيرات التفسيرية مثل مشكلة الارتباطات العالية بين المتغيرات المستقلة التي تؤدي إلى عدم ثبات قيم معاملاتها الانحدارية المعيارية في تحليل الانحدار.

- **شروط استخدام التحليل العاملي:**

أ. يشترط أن تكون المتغيرات موزعة توزيعا طبيعيا وألا يكون توزيعها ملتونيا الواءً شديدا أو متعدد المنوال. .

ب. ينبغي ألا تكون العينة صغيرة الحجم او غير ممثلة للمجتمع المستهدف، وألا تكون متحيزة أيضا.

ت. يجب أن تعتبر العوامل الناتجة من التحليل العاملي عن متغيرات واقعية يستطيع الباحث تفسيرها في ضوء إطار نظري أو نظرية معينه تؤكد وجود عوامل في الواقع.

ث. يفضل تجنب استخدام متغيرات غير مستقلة (متداخلة) من الوجهة التجريبية والمتغيرات التي لا تتميز بالبساطة بالتحليل العاملي.

ج. تعتمد عملية تفسير العوامل على عدد المتغيرات المتشبعة تشبعا إحصائيا والتي يجب أن لا يقل عددها على ثلاثة متغيرات، حيث أن جميع برامج الإحصاء تشير إلى أن التشبع الدال إحصائيا لا يقل عن (0.6).

- **أنواع التحليل العاملي:**

النوع الأول: التحليل العاملي الإستكشافي Exploratory Factor

يستخدم هذا النوع في الحالات التي تكون فيها العلاقات بين المتغيرات والعوامل الكامنة غير معروفة وبالتالي فإن التحليل العاملي يهدف إلى اكتشاف العوامل التي تصف إليها المتغيرات.

النوع الثاني: التحليل العاملي التوكيدي Confirmatory Factor Analysis

يستخدم هذا النوع لأجل اختبار الفرضيات المتعلقة بوجود أو عدم وجود علاقة بين المتغيرات والعوامل الكامنة كما يستخدم التحليل العاملي التوكيدي كذلك في تقييم قدرة نموذج العوامل على التعبير عن مجموعة البيانات الفعلية وكذلك في المقارنة بين عدة نماذج للعوامل بهذا المجال.

طرق التحليل العاملي:

طريقة المكونات الأساسية Principal components:

هي من أكثر طرق التحليل العاملي دقة وشيوعا واستخداما؛ نظرا لدقة نتائجها بالمقارنة ببقية الطرق. ولهذه الطريقة مزايا عدة منها أنها تؤدي إلى تشبعات دقيقة، وكل عامل يستخرج أقصى كمية من التباين، وإنها تؤدي إلى أقل قدر ممكن من البواقي، كما أن المصفوفة الارتباطية تختزل إلى أقل عدد من العوامل المتعامدة غير المرتبطة.

وتهدف طريقة المركبات الأساسية إلى:

1/تمثيل المتغيرات الكمية للمفردات هندسيا انطلاقا من جدول البيانات.

2/ تحديد العوامل (المكونات) التي تفسر على أفضل نحو تشتت المتغيرات.

3/ تقديم المعلومات التي يحتوي عليها الاستبيان في شكل مبسط.

4/ تفسير أكبر نسبة ممكنة من التباين للمتغيرات الأصلية.

الطريقة القطرية:

وتعد الطريقة القطرية من الطرق المباشرة والسهلة في التحليل العاملي، ويمكن استخدامها إذا كان لدينا عدد قليل من المتغيرات وتؤدي إلى استخلاص أكبر عدد ممكن من العوامل وتتطلب هذه الطريقة معرفة سابقة ودقيقة بقيم شيوع المتغيرات، وبدون هذه المعرفة لا يمكن استخدامها، وتستمد الطريقة القطرية اسمها من كونها تقوم على استخدام القيم القطرية في المصفوفة الارتباطية مباشرة. وتبدأ الطريقة القطرية باستخلاص هذه القيمة بكاملها في العامل الأول، وبذلك يكون جذر هذه القيمة هو تشبع المتغير الأول على العامل الأول، ويطلق عليه اسم التشبع القطري وهكذا.

الطريقة المركزية:

تعد هذه الطريقة من أكثر طرق التحليل العاملي استخداما وشيوعا إلى وقت قريب نظرا لسهولة حسابها فضلا عن استخلاص عدد قليل من العوامل العامة، إلا أن طريقة لثرستون تفتقر إلى عدد من المزايا الهامة والتي من أهمها أنها لا تستخلص إلا قدرا محدودا من التباين الارتباطي وتتحدد قيم الشيوع في المصفوفة الارتباطية وفق تقديرات غير دقيقة حيث تستخدم أقصى ارتباط بين المتغير وأي متغير في المصفوفة وهو إجراء يؤدي إلى خفض رتبة المصفوفة.

- **الطريقة المركزية باستخدام متوسط الارتباطات:**

تختلف هذه الطريقة عن الطريقة المركزية السابقة بكونها تستخدم تقدير الشيوع الذي هو عبارة عن متوسط ارتباطات المتغير ببقية المتغيرات في المصفوفة ثم حساب العوامل بعد وضع المتوسط الخاص بارتباطات كل متغير في خليته القطرية ولهذا السبب يطلق على هذا الأسلوب اسم الطريقة المركزية باستخدام المتوسطات، إلا أن هذه الطريقة لا توفر نفس الدقة التي نحصل عليها في الطريقة المركزية السابقة، إلا أنها مناسبة عند وجود عدد كبير من المتغيرات وفي حالة عدم توفر برنامج لإجراء المعالجات الإحصائية. (أ. أحمد، 2016، ص 4– 5).

6. بعض المفاهيم الأساسية للتحليل العاملي:

يستند التحليل العاملي على مجموعة من المفاهيم الأساسية التي ينبغي الإلمام بما حتى يستطيع التعامل معها بحرفية ومهارة عالية، فيما يلي أهم هذه المفاهيم:

6. 1 – العامل:

– هو تكوين افتراضي كامن يضم مجموعة من المتغيرات تمثل سمة أو خاصية مشتركة، يتم استخلاصه باستخدام منهج التحليل العاملي لمعاملات الارتباط بين مجموعة من المتغيرات. وهو مفهوم رياضي لكنه يفسر سيكولوجيا (عبد الخالق، 1983: 158).

6. 2 – مصفوفة الارتباطات

يمكن تعريف المصفوفة بأنها جدول من الأرقام التي تمثل معاملات ارتباط، تتكون من صفوف وأعمدة، فالمصفوفة (ن X م) تعني أنها تشمل على (ن) من الصفوف و (م) من الأعمدة (علام 2000 أ:

699). تشمل الصفوف على العدد نفسه من الأعمدة، وينتج عن ذلك جدول ارتباطي متناظر بالنسبة للقطر الذي يمثل ارتباطات المتغير بنفسه، عادة ما يوضع فيه الواحد الصحيح.

تحتوي المصفوفة الارتباطية على عدد من معاملات الارتباط قدره: $\frac{k\ (k-1)}{2}$

بحيث K هي عدد المتغيرات المستخدمة في الدراسة.

فإذا كان عدد المتغيرات ستة 06 مثلا سيصبح عدد معاملات الارتباط التي تضمها المصفوفة بتطبيق المعادلة السابقة 15 معاملا.

6. 3 – التشبع العاملي:

يقصد بالتشبع العاملي ارتباط المتغير بعامل معين تم استخلاصه، وهو قيمة عددية تمثل معامل الارتباط بين المتغير والعامل وتعبر عن مدى إسهام هذا المتغير في العامل الذي ينتمي إليه. (فرج، 1980: 78).

6. 4 – الجذر الكامن:

يقصد بالجذر الكامن (Eigen value) حجم التباين في كل المتغيرات التي تحسب على عامل واحد، ويعبر عنه رياضيا بمجموع مربعات تشبعات كل المتغيرات لكل عامل على حدة من عوامل المصفوفة (فرج، 1980: 148- 149).

6. 5 – الاشتراكيات أو الشيوع

تمثل الاشتراكيات (Communalities) قيمة التباين الاجمالي المفسر لكل متغير، وهي مجموع الجذور الكامنة، أو مجموع مربعات تحميلات العامل على المتغيرات المختلفة (جودة، 2008: 163).

7 – افتراضات وشروط استخدام التحليل العاملي:

من أجل دراسة عاملية ذات مصداقية فإن جميع طرق التحليل تشترط توفر مجموعة من الافتراضات والشروط الأساسية، تشكل القواعد العامة لإجراء التحليل العاملي، ومن أهم هذه الافتراضات هو مدى ملائمة التحليل العاملي، من حيث طبيعة البيانات ودرجة ارتباط المتغيرات بعضها ببعض وشكل توزيعها وحجم العينة، سنلقي الضوء على أهم هذه الشروط، وهي كما يلي:

الشرط الأول: طبيعة وعدد المتغيرات:

ترتكز فعالية التحليل العاملي على وجوب أن تتوزع درجات البيانات توزيعا طبيعيا (تيغزة 2012: 26).

وللتأكد من ذلك يلجأ الباحث إلى مجموعة من الاختبارات للكشف عن نوع التوزيع التكراري من حيث كونه اعتداليا أو غير اعتدالي، ومن بين هذه الاختبارات معامل الالتواء الذي يجب أن يتراوح ما بين (−3) و(+3)، إلا أنه لا يجب الاقتصار على معامل الالتواء لأن دوره يقتصر على الكشف عن تماثل المنحنى التكراري، في حين قد يكون المنحنى متماثلا وغير اعتدالي، كأن يكون مدببا أو مفرطحا. ولذا يتم اللجوء إلى مقياس التفرطح.

في حالة وجود متغيرات تؤثر كثيرا على شكل التوزيع وجب على الباحث التخلص منها، غير أنه عندما يحيد التوزيع نسبيا عن الاعتدال فذلك لا يؤثر كثيرا على النتائج (تيغزة، 2012: 26).

يقترن هذا الشرط بطبيعة الحال بشروط أخرى، كأن تكون البيانات متصلة فئوية أو نسبية (تيغزة، 2012: 26)، وإذا كانت البيانات ترتيبية تعوض عن طريق تقدير قيمة كل استجابة بضربها في وزنها (Bourque et al, 2006)، كما يشترط أن لا يتغير شكل الاستجابات على فقرات الاختبار من فقرة إلى فقرة أخرى، أي أن تكون (البدائل) متشابهة على كل الفقرات (Staford et Bodson 60 :2006)، وحينما يتعذر ذلك، يستوجب على الباحث تبديلها بما يقابلها من درجات معيارية.

أما من حيث عدد المتغيرات، فإنه لا توجد قاعدة عامة تشترط حجما معينا، غير أن معظم الدراسات تشير إلى شرط تناسب حجم العينة مع عدد المتغيرات المستخدمة في التحليل، وبناءا على ذلك يعتمد الباحثون على قواعد شائعة الاستخدام لتقرير حجم العينة وربطها بعدد المتغيرات، وعلى العموم فهي تتراوح ما بين حالتين إلى عشرين حالة لكل متغير، يقترح جورستش Gorsuch (نقلا عبد الخالق، 1987: 125) معيارا مطلقا يحدد الحد الأدنى لعدد الحالات، فيذكر نسبة خمسة حالات الكل متغير على ألا يقل أي تحليل عن 100 حالة، في حين يقترح باحثون آخرون على الأقل 10 أضعاف عدد المتغيرات (Staford et Bodson 2006: 60)، وقد استنتجت العديد من الدراسات أن حجم عينة لا يقل عن 300 حالة يساعد في الحصول على نتائج ثابتة مهما تغيرت الظروف. (الحربي، . 2012).

الشرط الثاني: طبيعة الارتباطات و كفاية حجم العينة وتجانسها:

يؤثر حجم العينة وخصائصها على معامل الارتباط، وبما أن التحليل العاملي يعتمد على معامل الارتباط، فهذا يعني أن التحليل العاملي يتأثر أيضا بحجم العينة. يبحث هذا الشرط عن ما إذا كانت العينة التي أجريت عليها الدراسة كافية أم لا، كما يبحث عن مدى توفر الحد الأدنى من العلاقات بين المتغيرات داخل المصفوفة الارتباطية (تيغزة، 2011: 282).

تتضمن المصفوفة الارتباطية عددا من المعاملات ويبدأ التحليل العاملي عادة بفحص هذه المعاملات، ومن المهم قبل تنفيذ التحليل التأكد من أن البيانات قابلة للتحليل أم لا.

ينظر الباحث إلى الارتباطات من زاويتين: طبيعة الارتباط ودرجته.

فمن حيث الطبيعة يشترط أن يكون الارتباط مستقيما بين المتغيرات، وأولى أساليب الفحص المباشر التي يمكن أن يلجأ اليها الباحث هي أن يقارن بين المتوسط والانحراف المعياري للمتغيرات المرتبطة. فإذا وجد أن الانحراف المعياري أصغر من المتوسط فلا مبرر للشك في عدم استقامة العلاقة (فرج، 1980: 70). أما من حيث درجة الارتباط، فإننا أمام حالتين: إما أن الارتباطات عالية أو منخفضة.

فإذا كانت الارتباطات عالية فهذا يؤدي إلى ما يسمى بالعلاقات الخطية المتداخلة، وإذا كانت : منخفضة جدا، فهذا يعني أن مصفوفة الارتباط هي مصفوفة الوحدة، ولا يؤدي تباين المصفوفة في هذه الحالة إلى استخلاص عوامل كامنة، ولهذا يوصي الباحثون أن ينحصر معامل الارتباط بين0.3 و0.8. (تيغزة، 2011، Bourque et al) (د. كروم، 2017، ص 56- 57).

4-تحليل التباين العاملي :

تناولنا طريقة تحليل التباين أحادي الاتجاه (تحليل التباين البسيط) ، والتي تعتمد على متغيرين فقط أحدهما متغير مستقل والثاني متغير تابع، أما تحليل التباين العاملى Factorial Anova يستخدم في حالة وجود متغيرين مستقلين أو أكثر (متغيران مستقلان كحد أدنى وأربعة متغيرات مستقلة كحد أقصى)، يؤثران متآنيين معا وفي وقت واحد على المتغير التابع، ويكون لكل من هذه المتغيرات المستقلة مستوياتها التي تسمى المعالجات ، أو المجموعات ، أي أن المتغيرات المستقلة يمكن تصنيفها طبقا لدرجة قطع معينة يحددها الباحث ، فمثلا إذا كان أحد المتغيرات المستقلة هو قلق الاختبار فيمكن

تصنيفه طبقا لدرجة القطع إلى : قلق مرتفع ، قلق متوسط ، وقلق منخفض ، وبالتالي أصبح لهذا المتغير ثلاثة مستويات تصنيفية ، وهكذا بالنسبة للمتغيرات المستقلة الأخرى.

وأبسط نماذج تحليل التباين العاملي عندما يتم معالجة متغيرين مستقلين ويكون لكل منهما مستويان فقط ويسمى بتحليل التباين العاملى (2x2)، حيث يدل العدد (2) الأول على مستويين للمتغير المستقل الأول ، ويدل العدد (2) الثاني على مستويين للمتغير المستقل الثاني، وقد يتطلب البحث أو الدراسة أكثر من مستويين للمتغيرين المستقلين أو لأحدهما، وبالتالي يكون تحليل التباين العاملي من نوع (3x2)، أو (3x3) وهكذا، وقد يزداد التصميم العاملي تعقيدا حين يتضمن أكثر من متغيرين مستقلين ولكل منهما مستويان للمعالجة ويسمى التصميم في هذه الحالة (2x2x2)، أما إذا كان أحد المتغيرات المستقلة أو بعضها أكثر من مستويين فيكون التصميم العاملي من نوع (4x3x2) أو (4x2x2)أو (3x3x3) .

ويتميز تحليل التباين العاملى F.ANOVAعن تحليل التباين أحادي الاتجاه ANOVAبما يأتي:

1- نعالج في تجربة واحدة عدة متغيرات مستقلة يكون التحكم التجريبي فيها أفضل، وبصفة خاصة حين يتطلب الأمر تثبيت بعض المتغيرات الدخيلة، فحينئذ تكون ظروف الضبط أكثر دقة منها في حالة إجراء عدة تجارب منفصلة كل منها يعالج متغيرة مستقلا واحدا.

2 – النتائج التي يتوصل الباحثون إليها عبر متغيرات مستقلة متعددة تكون أكثر قيمة في التفسير العلمي، وفي إدراك معنى السببية المتعددة من النتائج التي يحصلون عليها من متغير مستقل واحد فالتفسير طبقا لمتغير واحد إلا يكفي، وخاصة بالنسبة للظواهر النفسية والتربوية والاجتماعية التي تتسم بالتعقيد الشديد والتداخل الشديد بين العوامل المسببة لها

3- يتعامل تحليل التباين العاملي في المرة الواحدة مع مجموعات مختلفة من الأفراد – وبصفة خاصة في حالة المجموعات المستقلة- في مستويات مختلفة (معالجات) من عدة متغيرات مستقلة متعددة ، وهذا يؤدي إلى تعميم نتائج البحث عبر أنماط مختلفة من الأفراد أو المعالجات .

4- تحليل التباين العاملي يفيد في دراسة أثر كل متغير – على حده – من المتغيرات المستقلة على المتغير التابع مستقلا عن آثار المتغيرات الأخرى، ويطلق عليها التأثيرات الرئيسية Main Effects ، كما يفيد أيضا في دراسة أثر التفاعلات بين المتغيرات المستقلة على المتغير التابع، أي أن تحليل

التباين العاملي يتضمن تحليل التباين البسيط ودراسة أثر التفاعلات بين المتغيرات المستقلة في المتغير التابع على مجموعات مختلفة من الأفراد، وهذا الأثر لا يمكن التنبؤ به من معرفة التأثيرات الرئيسية لكل من المتغيرات المستقلة على حدة، وبذلك يتفوق تحليل التباين العاملي عن تحليل التباين الأحادى.

ويستخدم تحليل التباين العاملي في اختبار ثلاثة فروض هى:

1- فرض خاص بالفروق بين متوسطات درجات الصفوف أو السطور، وهذا الفرض يوضح التأثير الرئيسي للمتغير المستقل الأول مثلا علي المتغير التابع.

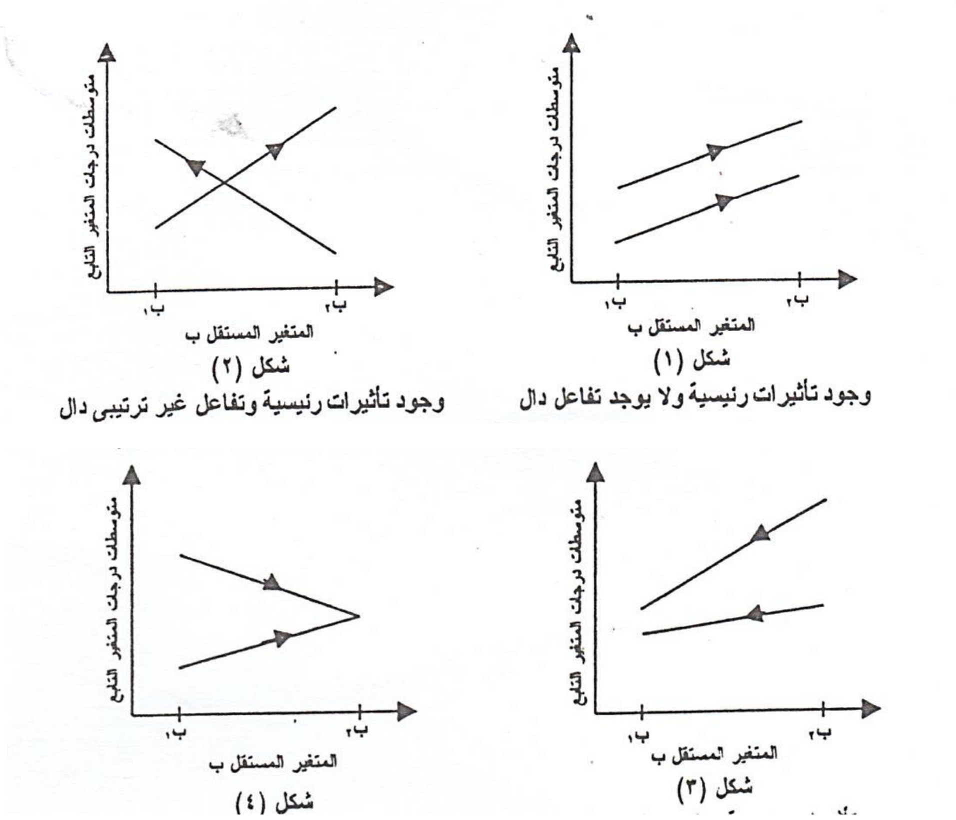
2- فرض خاص بالفروق بين متوسطات درجات الأعمدة ، وهذا القرض يوضح التأثير الرئيسي للمتغير المستقل الثاني على المتغير التابع .

3- فرض خاص بالتفاعل، وهو يوضح مدى تأثير أو عدم تأثير المتغيرات المستقلة متآنية على المتغير التابع.

ومن الأخطاء الشائعة في البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية تفسير بعض الباحثين لنتائج الفرضين الفارقين (الفروق بين الصفوف، الفروق بين الأعمدة) كل منهما مستقلا عن نتائج الفرض الخاص بالتفاعل بين المتغيرات المستقلة وتأثيرها في المتغير التابع، فإذا كان الأمر كذلك فلماذا لم يستخدم هؤلاء الباحثون تحليل التباين أحادي الاتجاه؟ إن تفسير نتائج تحليل التباين العاملي يعتمد بصورة أساسية على نتائج الفرض الخاص بتفاعل المتغيرات المستقلة ، ويقال أن هناك تفاعل بين متغيرين أو أكثر حين يؤثر كل منهما في الآخر وينتج عن ذلك اعتماد أحدهما على الآخر، أي يحدث التفاعل حين يعتمد أحد المتغيرات المستقلة على مستويات المتغير المستقل الآخر في التأثير على المتغير التابع وهذا التأثير لا يمكن التنبؤ به من معرفة التأثير الرئيسي لكل من المتغيرات المستقلة على حده نتائج الفرضين الفارقين)، فوجود تفاعل دال إحصائية بين المتغيرات المستقلة يدل على أن التأثيرات الرئيسية للمتغيرات المستقلة كل منها على حدة لا تعطينا تفسيرا كافية للنتائج .

ويمكن تفسير النتائج في حالة وجود تفاعلات دالة إحصائية باستخدام اختبارات المقارنات المتعددة بين المتوسطات والتي تم ذكرها في الفصل الثالث، وذلك لمعرفة الموضع الصحيح للفروق الدالة بين المجموعات، ويكون عدد المقارنات الثنائية $=\frac{ك(ك-1)}{2}$ حيث أن ك = عدد المجموعات .

ويمكن تفسير نتائج فرض التفاعلات أيضا عن طريق الرسم البياني بوضع مستويات أحد المتغيرات المستقلة الأقرب في طبيعته إلى الكم، أو الأقرب في طبيعته إلى أن يمثل متصلا له طرفان (متغير اسمي أو تصنيفي) على المحور الأفقى (المحور السيني) ، ومتوسطات درجات المتغير التابع على المحور الرأسي (المحور الصادى) ، فإذا كان الرسم في صورة خطين متوازيين (لا يلتقيان مهما امتدا) فهذا يدل على عدم وجود تفاعل، أو عدم وجود تأثيرات متبادلة مشتركة بين المتغير المستقلة تؤثر في المتغير التابع، بمعنى أن كلا من المتغيرات المستقلة تؤثر بصورة مستقلة في المتغير التابع، أما إذا كان الرسم البياتي في صورة خطين غير متوازين أو متقاطعين فهذا يدل على وجود تفاعلات دالة إحصائيا بين المتغيرات المستقلة تؤثر في المتغير التابع كما هو موضح في الشكل الآتي:



وجود تأثيرات رئيسية وتفاعل غير ترتيبى دال وجود تأثيرات رئيسية وتفاعل غير ترتيبى دال

فالتفاعل الترتيبي Ordinal هو التفاعل الذي يظل فيه ترتيب متوسطات درجات مستويات أحد المتغيرين المستقلين كما هو لكل مستوى من مستويات المتغير المستقل الثاني، فإذا كان لدينا متغيرين مستقلين أ، ب ولكل منهما مستويين، فإن وضع أ$_1$، أ$_2$ في حالة ب$_1$ ونفس الشيء وضع ب1، ب$_2$ يظل كما هو في حالة أ$_1$، أ$_2$.

أما التفاعل غير الترتيبي Disordinal فهو الذي يتغير فيه ترتيب متوسطات درجات مستويات أحد المتغيرين لكل مستوى من مستويات المتغير المستقل الثاني، أي أنه في حالة التفاعل غير الترتيبى تتقاطع الخطوط البيانية للمتوسطات، أما في التفاعل الترتيبي فلا يحدث تقاطع، وفي حالة عدم وجود تفاعل يكون الخطان متوازيان، وتنوع الحالات المختلفة للتفاعل يرجع إلى اختلاف طبيعة التصميم التجريبي وطريقة جمع البيانات وأسلوب تحليل التباين المناسب0 (أ. د الدردير 2006، ص 248).

المراجع:

1-أ. أشرف أحمد عواض العتبي، 1433هـ، دراسة تقويمية لصحة استخدام تحليل التباين في رسائل الماجستير والدكتوراه في كلية التربية ، المملكة العربية السعودية، جامعة أم القرى.

2-أ. أحمد أبو فاير (2016) التحليل العاملي: مفهومه أهدافه، شروطه، أنواعه، خطواته، مثال تطبيقي لكيفية استخراج التحليل العاملي، جامعة الأزهر، عزة.

3-أحمد عبد السميع طيبة (2008)، مبادئ الإحصاء الوصفي، الطبعة الأولى، دار البداية، الأردن.

4-بوعلاق محمد (2009)، الموجه ف الإحصاء الوصفي والإستدلالي في العلوم النفسية والتربوية والإجتماعية، دار الأمل للنشر.

5-د/ السيد محمد خيري (1997)، الإحصاء النفسي، كلية التربية، جامعة الرياض، دار الفكر العربي، مصر.

6-د/ جلال الصيّاد، د/ عبد الحميد محمد ربيع (1983)، مبادئ الطرق الإحصائية، الطبعة الأولى، المملكة العربية السعودية، جدة.

7-د/ جمال إبراهيم داود، د/ سمير سليم فاضل، تحليل الإرتباط ونماذج الإنحدار البسيط، منشورات جامعة السابع أبريل.

8-د/ جواهر محمد الزيد (1434هـ) فرضيات البحث العلمي واختبارها، قسم علم النفس، جامعة الملك سعود.

9-أ/ الحسن محمود زعرب (2010)، العوامل المؤثرة في استخدام العينة الإحصائية في عملية التدقيق، الجامعة الإسلامية عزة.

10- د/ سمير خالد صافي (2008)، دورة في البرنامج الإحصائي عمادة خدمة المجتمع والتعليم المستمر، الجامعة الإسلامية، غزة.

11- سمير عبد النبي شعبان عيسى الإحصاء البارامتري واللابارامتري، كلية التربية الرياضة، الإسكندرية.

12- د/ يسعد ين سعيد القحطاني (2015)، الإحصاء التطبيقي المفاهيم الأساسية وأدوات التحليل الإحصائي الأكثر استخداما في الدراسات والبحوث الإجتماعية والإنسانية، مركز، المملكة العربية السعودية.

13- أ/ د/ سناء إبراهيم أبو دقة، د/ سمير خالد صافي (2013)، تطبيقات عملية باستخدام الرزم الإحصائية للعلوم الإجتماعية في البحث التربوي والنفسي، مكتبة الآفاق، غزة، فلسطين.

14- أ/ بد/ السيد محمد أبو هاشم، التحليل العاملي، جامعة الملك سعود، كلية التربية، قسم علم النفس.

15- د/ السيد محمد خيري (1997)، الإحصاء النفسي.

16- د/ يوسف القحطاني، (2015) اختبار مان وتني، جامعة الملك سعود.

17- د/ عبد الحفيظ محمد فوزي مصطفى، أستاذ الإحصاء بكلية العلوم، جامعة ناصر الجماهيرية العظمي، إختبار الفرضيات، مجموعة النيل العربية.

18- د/ عبد الفتاح مصطفى محمد، قسم الرياضيات الإنحدار المتعدد، جامعة المنصورة، مصر.

19- أ/ د/ عبد المنعم أحمد الدردير، أستاذ ورئيس قسم علم النفس التربوي (2006) الإحصاء البارامتري والابارامتري في إختبار فروض البحوث النفسية والتربوية والإجتماعية، الطبعة1، عالم الكتب.

20- عبد الرحمن بدوي (1977)، مناهج البحث العلمي، الطبعة الثالثة، وكالة المطبوعات، الكويت.

21- د/ عبد الرحمن عيسوي (2000)، كلية الآداب، الإحصاء السيكولجي التطبيقي، دار المعرفة الجامعية.

22- أ/ د/ عقيل حسن عقيل، خطوات البحث العلمي من تحديد المشكلة إلى تفسير النتيجة، دار ابن كثير.

23- عمادة التعليم عن بعد، جامعة الملك فيصل.

24- د/ عز عبد الفتاح، مقدمة في الإحصاء الوصفي والإستدلالي، ج3.

25- صالح العصفور (2005)، الإرتباط والإنحدار البسيط، المعهد العربي للتخطيط بالكويت منظمة عربية مستقلة، سلسلة دورية تعنى بقضايا التنمية في الدول العربية، العدد السابع والأربعون.

26- د/ صالح بو عبد الله (2006)، تحليل الإنحدار المتعدد.

27- د/ فؤاد البهى السيد (1979)، علم النفس الإحصائي وقياس العقل البشري، الطبعة 3، دار الفكر العربي.

28- د/ محمد بداوي (2017)، الإحصاء الإستدلالي، قسم علم الإجتماع، جامعة الأغواط.

29- د/ محمد شامل بهاء الدين فهمي، الإحصاء بلا معاناة المفاهيم مع التطبيقات باستخدام برنامج SPSS الجزء1، مركز البحوث.

30- د/ محمود السيد أبو النيل، أستاذ علم النفس، جامعة عين الشمس (1987)، الإحصاء النفسي والإجتماعي والتربوي، دار النهضة العربية للطباعة والنشر، بيروت.

31- أ/ د/ محمود عبد الحليم منسي، أستاذ علم النفس التربوي، كلية التربية الإسكندرية، د/ خالد حسن الشريف، مدرس علم النفس التربوي، كلية التربية، جامعة الإسكندرية (2014)، التحليل الإحصائي للبيانات باستخدام برنامج SPSS (الجزء الأوّل)، دار الجامعة الجديدة، الإسمندرية.

32- د/ كروم مرفق (2017)، البنية العاملية لإختبار المهارات الإجتماعية الشخصية، جامعة وهران.

33- د/ نبيل جمعة صالح النجار (2015)، الإحصاء التحليلي مع تطبيقات برمجية SPSS، الطبعة الولى، دار الحامد للنشر والتوزيع، الأردن، عمان.

34- ا/ نور الدين ساسي (2002)، إحصاء إستدلالي، جامعة تونس.

35- مقاييس الإرتباط للبيانات الإسمية www.ka4.ed4.sa/girls/statistics

الملاحق:

الفرضية	التحقق من المطابقة	الفروق بين المجموعات	الفروق بين القياسات	الفروق بين المجموعات	الفروق بين القياسات
عينة الدراسة / مستوى القياس	1-sample عينة واحدة	2 Related Samples عينتان مترابطتان	2 Independent Samples عينتان مستقلتان	K Related Samples عدة عينات مترابطة	K Independent Samples عدة عينات مستقلة
Nominal اسمية	Chi-square χ^2 مربع كاي (كا^2)	McNemar ماكنمار	Chi-square χ^2 Median Test اختبار الوسيط Fisher Test اختبار فيشر	Cochran Test Q اختبار كوجران	Chi-square χ^2 مربع كاي (كا^2)
Ordinal رتبية	Kolmogorov Smirnow سمير-كولموجروف نوفKS-	Wilcoxon- Z ولكوكسن Sign Test اختبار الاشارة	Kolmogorov Smirnow KS Mann-Whitney U مان وتني	Friedman فريدمان	Median Test اختبار الوسيط Kruskal-Wallis -H واليز-كروسال
Interval or Ratio فترية+ نسبية	Z-test Z اختبار t-test اختبار ت	Paired t-test اختبار ت	Independent ttest اختبار ت	ANOVA with repeated measures تحليل التباين للقياسات المتكررة	ANOVA (F) تحليل التباين (ف) Covariance تحليل التغاير

الفرضية	ارتباطية	ارتباطية	تنبؤية	عاملية
المتغير / مستوىالقياس	2متغيران Variables		Multi variable متعدد المتغيرات	
Nominal اسمية	معامل التنبؤ لجتمان معامل فاي PHI ϕ معامل الاقتران Association	معامل التوافق Contingency معامل لامدا Lambda معامل كرامر Cramer تشيبرو Tachuprou		
Ordinal رتبية	معامل سبيرمان Spearman معامل جاما Gamma معامل كندال Kendall			
Interval or Ratio فترية+ نسبية	معامل بيرسون Pearson معامل ايتا ETA الانحدار الخطي Linear regression	عامل الارتباط المتعدد Multiple correlation	تحليل الانحدار المتعدد Multiple regression التحليل التمييزي Discriminant Analysis تحليل المسار Bath Analysis السلاسل الزمنية Time Series	التحليل العاملى Factor analysis

اختيار الأساليب الإحصائية المستخدمة الوصفية لمتغير واحد:

نوع المتغير	أساليب القياس المناسبة			
	نوعة مركزية	تشتت	المقاييس السبية	أخرى
اسمي:	والمنوال	التكرار النسبي للقيمة المنوالية	التكرار النسبي (النسب المئوية للتكرارات)	-------
رتبي	الوسيط	نصف المدى الربيعي	التكرار النسبي مثل النسبة، الميئني الارباعيات	-------
فيوي أو نسبي	المتوسط إذا كان التوزيع اعتدالي الوسط والمتوسط إذا كان التوزيع ملتو	المدى المطلق. التباين الانحراف المعياري	التكرار النسبي مثل النسبة، الميئني الارباعيات	معاملات الالتواء والتفرطح

ملخص للأساليب الإحصائية المناسبة لدراسة العلاقة وفقا لعدد المتغيرات غير المحددة أو المستقلة والتابعة:

أساليب دراسة العلاقة بين متغيرين	مجموعة من المتغيرات المستقلة ومتغير تابع واحد	العلاقة بين مجموعة من المتغيرات المستقلة ومجموعة من المتغيرات التابعة	العلاقة بين متغيرين مع ضبط الثالث
Person's Product moment Corrélation Rank Differences Correlation Sperman Rho Kendall's tau Biserial Correlation Widespread Biserial Correlation Point-Biserial Correlation Tetrachoric Correlation Phi Coefficient Contingency Coefficient Correlation ratio	Multiple Linear regression Discriminate Function	Canonical Correlation	Partial Correlation Part correlation

أساليب حساب العلاقة وفقا لمستوى القياس للمتغيرين:

المتغير الأول	المتغير الثاني	المقاييس المناسبة
فتري أو نسبي	فئوي أو نسبي	Pearson product Moment Correlation Coefficient (r.) معامل بيرسون -حاصل ضرب العزوم- (إذا كانت العلاقة خطية) نسبة الارتباطCorrelation Ratio (معامل ايتا η)إذا كانت العلاقة غير خطية
رتبي	رتبي	معامل سبيرمان لارتباط الرتب Spearman's Rank Correlation Coefic1entإذا كان المطلوب قياس الاقتران و وزن الرتب بميزان فتري . معامل كاندل تو لارتباط الرتب Kedall's Tau Rank Coefficient(لقياس الاقتران مع عدم وزن الرتب بميزان فتري). مكعامل الاقتران لجودمان وكروسكال Gooddman and Kruskal's Coefficient of Ordinal Association .Kendall's Coefficient. معامل الاتفاق لكاندل Kendall's Coefficient of Concordance . of Consistencyمعامل الاتساق لكاندل
سمي	اسمي	معامل التنبؤ المتماثل لجتمان (عندما يشمل كل متغير على اكثر من قسمين وعلى أن تكون العلاقة متماثلة أي انالمعامل يسمح بالتنبؤ المتبادل؛ معامل التنبؤ غير المتماثل لجتمان λعندما يشملكل متغير على اكثر من قسمين مع علاقة غير متماثلة أي أن التخمين يكون في اتجاه واحد فإذا خمنا تأثر أحد أقسام المتغير 1 بمعلومية أقسام المتغير 2فان ذلكلا يعني إمكانية تحمين تأثير أحد أقسام المتغير بمعلومية أقسام المتغير 1) معامل فاي ، معامل الاقتران ليول، معامل التجمع ليول)عندما يشمل آل متغير علىقسمين). معامل الاقتران لبيرسون. معامل الاقتران لتشوبرو. معامل التوافق –التصاحبContingency -عندما يكون أحد المتغيرين أو آليهما متعددالفئات معامل تتراشورك Tetrachoric Coefficient :يستخدم إذا كان مستوى القياس في المتغيرين متصلة ثم حولت إلى اسمية.
اسمي	رتبي	معامل وليكوكسون للاقتران)إذا لم يكن هناك تمييز بين المتغير المستقل والتابع .)معامل وليكوكسون لإشارات الرتب إذا كان هناك تمييز بين المتغير المستقل والتابع.)هناك معامل خاص عندما يتكون المتغير الاسمي من قسمين، و أخر

اسمي	فئـ وي أو نسبي	نسبة الارتباط (مع افتراض التوزيع الاعتدالي للبيانات، وان يكون المتغير التابع هو المتغير الفتري. بوينت بايسيريال Point Biserial Correlation بايسيريال Biserial Correlation(عندما يكون المتغير الاسمي أصلا متصلا ولكنه حول إلى اسمي كتحويل درجة مفهوم ذات سالب و موجب والتعامل معها كمتغير اسمي أو ثنائي.
رتبي	فئـ وي أو نسبي	معامل الارتباط المتسلسل المتعدد لجاسين Jaspen Coefficient of -Multi serial Correlation(شرط اعتبار المتغير الرتبي متغير متصل يأخذ التوزيع الاعتدالي) معامل الارتباط الثنائي المتسلسل Biserial Correlatio
ثنائي (0-1) Dichotomous.	فئـ وي أو نسبي	معامل فاي . معامل الارتباط الثنائي المتسلسل(عندما يكون المتغير الثنائي غير حقيقي ويكون المطلوب تقدير معامل الارتباط كما لو كان المتغير متصلا). معامل ارتباط بيرسون (عندما يكون المتغير الثنائي متغيرا حقيقيا)
ثنائي	ثنائي	معامل الارتبـ اط الثنائي المتسلسل Point Biserial Coefficient Correlation(عندما يكون المتغير الثنائي غير حقيقي ويكون المطلوب تقدير معامل الارتباط كما لو كان المتغير متصلا). معامل الارتباط الرباعي الحقيقي(فاي) Fourfold Phi Correlation (الثنائية غير حقيقية واعتبارها متصلا Tetrachonic Correlation. معامل الارتباط الرباعي معامل ارتباط بيرسون (عندما يكون المتغير الثنائي متغيرا حقيقيا.)
فئوي	فئوي	الانحدار الخطي)عند التميز بيم المتغير المستقل والتابع، العلاقة خطية، الهدف التنبؤ).
		الانحدار المنحني)عند التمييز بين المتغير التابع والمستقل، العلاقة غير خطية، الهدف التنبؤ).
		نسبة الارتباط)عندما لا يكون هناك تمييز بين المتغير المستقل والتابع، علاقة غير خطية، ليس الاقتران هدفا للقياس.

أساليب قياس العلاقة بين أكثر من متغيرين مع التميز بين المتغيرات المستقلة والمتغير التابع وإهمال التفاعل:

متغير التابع	المقياس	الشروط
رتبي	***	
اسمي	الدالة التميزية	معالجة جميع المتغيرات المستقلة على أنها مقاسة على ميزان فتري.
فئوي	تحليل الانحدار المتعدد للمتغيرات النوعية	المتغيرات المستقلة نوعية.
	الانحدار المتعدد المنحني	جميع المتغيرات تقاس على ميزان فتري، العلاقة غير خطية
	معامل الارتباط المتعدد	جميع المتغيرات تقاس على ميزان فتري، العلاقة خطية، قياس العلاقة بين المتغير التابع والمتغيرات المستقلة مجتمعة
	أوزان الانحدار. مقاسة بوحدات معيارية .معاملات المسارات Path Coefficients.	جميع المتغيرات تقاس على ميزان فتري، العلاقة خطية، عدم قياس العلاقة بين المتغير التابع والمتغيرات المستقلة مجتمعة. المطلوب مقياس إحصائي لتحديد الجزء من تباين المتغير التابع الذي يسهم به كل متغير مستقل
	معامل الارتباط شبه الجزئي (معامل ارتباط الجزء Part) Correlation.	جميع المتغيرات تقاس على ميزان فتري، العلاقة خطية، عدم قياس العلاقة بين المتغير التابع والمتغيرات المستقلة مجتمعة، حيث يتم حساب العلاقة بين متغيرين مع ضبط الثالث. ليس المطلوب مقياس إحصائي لتحديد الجزء منتباين المتغير التابع الذي يسهم به كل متغير مستقل .المطلوب قياس التباين الكلي للمتغير التابع الذي يسهم به كل متغير مستقل فوق ما تسهم به المتغيرات المستقلة الأخرى
	معامـ ل الارتبـ اط الجزئـ ي Partial. Correlation	جميع المتغيرات تقاس على ميزان فتري، العلاقة خطية، عدم قياس العلاقة بين المتغير التابع والمتغيرات المستقلة مجتمعة، حيث يتم حساب العلاقة بين متغيرين مع ضبط الثالث. ليس المطلوب مقياس إحصائي لتحديد الجزء من تباين المتغير التابع الذي يسهم به كل متغير مستقل. ليس المطلوب قياس التباين الكلي للمتغير التابع الذي يسهم به كل متغير مستقل فوق ما تسهم به المتغيرات المستقلة الأخرى
مجموعة	Canonical Correlation	مجموعة من المتغيرات التابعة ومجموعة من المتغيرات

أهم الأساليب الإحصائية الشائعة واستخدامتها:

المقاييس البارامترية		المقاييس اللابارامترية	
Critical ratio (z) t-test..	تحديد ما إذا كان متوسطان أو نسبتان، أو معاملا ارتباط يختلفان عن بعضهما. تستخدم أيضا لتحديد ما إذا كان متوسط واحد أو نسبة واحدة أو معامل ارتباط واحد يختلف عن تلك العلاقة للمجتمع	كاي	يستخدم لتقدير ما إذا كان توزيعان تكراريان تختلف عن بعضها بشكل دال.
Analysis of variance (One way Anova). Analysis of Variance (Two way Anova)	يستخدم لتحديد ما إذا كانت درجات المتوسط في عنصر أو اكثر تختلف عن بعضها . ما إذا كان هناك تفاعل دال بين العناصر المختلفة يقيس إذا ما إذا كانت التباينات Variancesمختلفة عن بعضها.	Mann-Whitney U test	يستخدم لقياس ما إذا كان متوسطين غير مرتبطين Uncorrected Means يختلفان بشكل دال
اختبارات تستخدم بعد تحليل التبـاين: Duncan's Multiple range. Scheffe's test. Tuky	تستخدم إذا ظهرت قيمة Fدالة وذلك بهدف اختبار الدلالة الإحصائية للفروق بين متوسطات مجموعات محددة	Wilxoxon signed test	يستخدم لقياس ما إذا كان متوسطين مرتبطين Correlated Means يختلفان بشكل دال
Analysis of Covariance (Anacova)	مشابه في الاستخدام لأسلوب تحليل التباين إلا انه يمكن من ضبط متغير مستقل أو اكثر في المتغير التابع	Kruskal-Wallis	يستخدم لتقدير ما إذا كان ٣ قيم أو اكثر للمتوسطات في عنصر واحد تختلف بدلالة إحصائية
Trend Analysis	لاختبار الاتجاه المفترض		
Confidence limits	يستخدم لتقدير قيمة في المجتمع بالاعتماد على القيمة المعروفة للعينة.		

الأساليب الإحصائية لحساب الفروق:

	عدد المتغيرات المستقلة	مستويات القياس (القياس هنا للمتغير التابع)		
		اسمي	رتبي	فئوي أو نسبي
عينة واحدة	1	كاي تربيع لحسن المطابقة	Smirnov	t–testللعينة الواحدة
عينتان مستقلتان	1	كاي تربيع للارتباط للعينات المستقلة ؛ Fisher exact فشر test	Man Whitney U–Test .مان وتني ؛ Median Test اختبار الوسيط	t–testللعينات المستقلة.
عينتان غير مستقلتان	1	كاي تربيع لنسبتين بيانات غير مستقلة	Wilcoxon Signed Rank Test. Sign Test اختبارالإشارة.	t–testللعينات المستقلة. Randomization Test. Walsh Test.
اكثر من عينتين مستقلتين	1	كاي للعينات المستقلة	Kruskal Walliss كروسكال واليس Median test	Analysis of Variance (One Way Anova). تحليلي التباين أحادى الاتجاه
اكثر من عينتين غير مستقلتين.	1	Chochran O test Friedman Test (البيانات الثنائية).	Friedman Test اختبار فريدمان	Anova (one way) اختبارات تستخدم بعد تحليل التباين. Duncan's Multiple range, Scheffe's , test., Tuky
عينتان أو اكثر	2 أو أكثر	كاي تربيع		Factorial Analysis التحليل العاملي 2 way Anova تحليلالتباين ثنائي الاتجاه: Acnova